

**Beitrag von Stated Choice Experiments (SCEs) zur polit-ökonomischen
Erklärung der gesellschaftlichen Nachfrage nach multiattributiven
Umweltgütern**

vorgelegt von Diplom-Volkswirt

Christian Hübner

aus Berlin

Von der Fakultät VII – Wirtschaft und Management
der Technischen Universität Berlin
zur Erlangung des akademischen Grades
- Doktor der Wirtschaftswissenschaften -
Dr. rer. oec.

genehmigte Dissertation

Promotionsausschuss:

Vorsitzender: Prof. Dr. Carsten Schultz

Berichter: Prof. Dr. Georg Meran

Berichter: Prof. Dr. Klaus Müller, HUB

Tag der wissenschaftlichen Aussprache: 19. Dezember 2011

Berlin 2012

D83

Danksagung

An dieser Stelle möchte ich die Gelegenheit nutzen, mich bei allen zu bedanken, die mich fachlich und privat im Zeitraum der Anfertigung der Arbeit unterstützt haben.

Bedanken möchte ich mich zudem vor allem bei meinem Doktorvater Prof. Dr. Klaus Müller, der für jegliche meiner Überlegungen Zeit aufbrachte und mich geduldig sowie kritisch bis zum Abschluss meiner Arbeit begleitete. Darüber hinaus möchte ich mich bei Herrn Prof. Dr. Georg Meran bedanken, der sich bereit erklärte meine Promotion ebenfalls zu betreuen und zu begutachten.

Die Arbeit ist am Leibniz-Zentrum für Agrarlandschaftsforschung (ZALF) e. V. entstanden, wo ich drei Jahre auf das für die Arbeit notwendige akademische Umfeld traf und den institutionellen Anschluss an die nationale und internationale Forschungsgemeinschaft erhielt. Hier sei besonders Bettina gedankt, die mir als Projektleiterin immer wieder hilfreich zur Seite stand. Außerdem möchte ich mich bei meinen Eltern, die mich in der ganzen Zeit der Anfertigung der Arbeit ermutigt und unterstützt haben, sowie bei meiner Freundin Stefanie, die viel Geduld aufbringen musste, herzlich bedanken.

Abstract

For the societal demand a deeper integration of environmental preferences within the agri-environmental policy is expected. Therefore, the research challenge is to supply more detailed information on voter preferences used as recommendations for public policy adjustments. Stated Choice Experiments (SCEs) are a suitable method as they are economically based and able to reveal preferences for complex multi-attributed environmental goods. According to state-of-the-art literature, there has not been an explanation of societal preferences in terms of political-economical theory based on empirical results of SCEs yet. However, this field of research has an important meaning for scientific political recommendations as revealed preferences through SCEs may lead to different conclusions. This thesis shows the enormous potential of SCEs to explain societal preferences. But it also shows that these preferences are highly dependent on the design of SCEs, the modeling of gained data, the assumption of voter preferences and the concluded political-economical plausibility. Additionally, it was possible to show what kind of revealed preferences should be used for scientific political recommendations.

Zusammenfassung

In der Agrarumweltpolitik wird für die Zukunft mit einer stärkeren Einbindung von gesellschaftlich nachgefragten Umweltzielen gerechnet. Für die Forschung entsteht dadurch die Herausforderung Informationen über Wählerpräferenzen bereitzustellen, die dazu beitragen können, politischen Maßnahmen entsprechend der gewonnenen Präferenzinformationen auszurichten. Stated Choice Experiments (SCEs) als ökonomische Methode wird in diesem Zusammenhang eine zentrale Rolle zugestanden, da sie die Präferenzen für komplexe multiattributive Umweltgüter aufdecken können. In der Literatur ist die polit-ökonomische Erklärung der Ausrichtung einer nachfrageseitigen Ausgabenpolitik auf Grundlage der Ergebnisse aus SCEs bisher nicht zu finden. Dieser Forschungsbereich ist jedoch von vitaler Bedeutung, da die vielfältigen Ergebnisse aus SCEs unterschiedliche Aussagen über die aufgedeckte gesellschaftliche Nachfrage zulassen und in der Konsequenz zu unterschiedlichen Politikempfehlungen führen können. Im Rahmen dieser Arbeit zeigt sich, dass SCEs ein erhebliches Erklärungspotential besitzen, welches jedoch stark von der Art und Weise des SCE-Experimentaufbaus, der Modellierung der erhobenen Daten, den Annahmen über Wählerpräferenzen, sowie den polit-ökonomischen Plausibilitätsüberlegungen abhängt. Zusätzlich kann aufgezeigt werden, welche aufgedeckten gesellschaftlichen Nachfragen für wissenschaftliche Politikempfehlungen genutzt werden sollten.

Gliederung

Abstract	iii
Zusammenfassung	iv
Gliederung	v
Abbildungsverzeichnis	vii
Tabellenverzeichnis	ix
Abkürzungsverzeichnis	xi
1. Einleitung	1
1.1 Aufbau der Arbeit	2
1.2 Begriffe und Definitionen	3
2. Gesellschaftliche Nachfrage nach Umweltgütern	5
2.1 Mikroökonomische Erklärung von Präferenzen	6
2.2 Präferenzen für Umweltgüter	8
2.3 Nachfrageartikulation in der repräsentativen Demokratie	12
2.4 Ansatz zur Systematisierung des Potentials von SCEs	20
3. Einordnung von Stated-Choice-Experiments	23
3.1 Überblick zu den Methoden der umweltökonomischen Bewertung	24
3.2 Kritische Würdigung von SCEs	29
3.3 Fallstudienübersicht über Nachfragebewertungen bei Studien mit Grünlandbezug	33
4. Modellierung diskreter Entscheidungen	36
4.1 Discrete Choice Modelling	37
4.1.1 Multinominales Logit-Modell	41
4.1.2 Heteroskedastisches Logit-Modell	45
4.1.3 Nested-Logit-Modell	46
4.1.4 General-Extreme-Value-Modelle	49
4.1.5 Multinominales Probit-Modell	50
4.1.6 Mixed-Logit-Modelle	51
4.2 Schätzung von Discrete-Choice-Modellen	55
4.3 Grenzen der Auswertung von SCEs	59
4.4 Auswahl geeigneter Discrete-Choice-Modelle für diese Arbeit	63
5. Aufbau eines Stated Choice Experiments am Beispiel von Umweltqualität	67
5.1 Methoden zur Beschreibung von Gütern auf hypothetischen Märkten	68

5.1.1 Einführung in die Problematik der Konstruktion eines hypothetischen Marktes	68
5.1.2 Ansätze zur Beschreibung von Auswahlalternativen auf hypothetischen Märkten	70
5.1.3 Hypothetische Märkte für Umweltgüter.....	75
5.2 Design eines wahrnehmungsbasierten SCEs für diese Arbeit.....	80
5.2.1 Umweltwahrnehmung über Konstrukte.....	80
5.2.2 Kellys (1955) Repertory-Ansatz: Ein empirisches Beispiel mit dem Pyramidenansatz	82
5.3 Aufbau eines effizienten hypothetischen Marktes für Umweltalternativen	86
5.4 Varianzeffekte durch Komplexität, Herkunft und Wahrnehmung	95
5.5 Zusammenfassung zum Aufbau und Stichprobendesign.....	98
6. Ergebnisse des Stated Choice Experiments.....	102
6.1 Beschreibung der Stichprobe.....	102
6.1.1 Semantisches Differential.....	106
6.1.2 Präferenzstabilität	108
6.2 Schätzergebnisse des SCEs	109
6.2.1 Multinominales Logit-Modell	111
6.2.2 Mixed-Logit-Modell.....	119
6.2.3 Heteroskedastisches Logit-Model	125
7. Die gesellschaftliche Nachfrage bei variierenden Annahmen über Wählerpräferenzen	132
7.1 Repräsentatives Individuum	133
7.2 Heterogenitätsgrad.....	139
7.3 Majoritätsgrad	143
7.4 Zusammenfassung und Gegenüberstellung gesellschaftlicher Nachfragen	146
8. Diskussion und Ausblick.....	150
Literaturverzeichnis.....	157
Anhang	174
Dokumentation Umfrage.....	181

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1: Nutzenmaximierung mit homogenen Gütern	7
Abbildung 2: Nutzenmaximierung mit heterogenen Gütern	8
Abbildung 3: Klassifikation von Gütern	10
Abbildung 4: Einordnung multiattributiver Umweltgüter.....	11
Abbildung 5: Formale Darstellung des Median-Wähler-Modells nach Downs (1957)	14
Abbildung 6: Formale Darstellung des Discounting-Modells.....	19
Abbildung 7: Formale Darstellung des Directional-Modells	19
Abbildung 8: Analytischer Rahmen zum Aufzeigen des Potentials von SCEs.....	21
Abbildung 9: Methoden der ökonomischen Bewertung.....	24
Abbildung 10: Gegenüberstellung Direkte Nachfragebewertungsmethoden	28
Abbildung 11: Nutzen aus Naturschutz am Beispiel von "compensation surplus" (CS) und "equivalent surplus" (ES)	30
Abbildung 12: Discrete-Choice-Modelle im Überblick	40
Abbildung 13: Auswahlentscheidung eines Multinomialen Logit-Modells für zwei Alternativen im Fall unterschiedlicher Skalenfaktoren	43
Abbildung 14: Zerlegung des Entscheidungsproblems für drei Alternativen aus dem Multinomialen Logit-Modell in ein "genistetes" Entscheidungsproblem aus dem Nested-Logit-Modell.....	47
Abbildung 15: Maximum-(Log-)Likelihood-Funktion	56
Abbildung 16: Einordnung diskreter Entscheidungsmodelle nach deterministischem Nutzen.....	62
Abbildung 17: Auswahl Discrete-Choice-Modelle zur Analyse des Potentials von SCEs	66
Abbildung 18: Methoden der Attributebeschreibung /-gewinnung für SCEs	73
Abbildung 19: Bewertungskriterien zur Auswahl von Merkmalen für einen hypothetischen Markt ...	74
Abbildung 20: Auswahl von Attributen nach Kategorien des Total-Economic-Value-Konzeptes (TEV), den Klassifizierungen von Ökosystem-Dienstleistungen nach MEA und den Funktionen des Multifunktionalitätsansatzes.....	79
Abbildung 21: Approximation der gesellschaftlichen Nachfrage	83
Abbildung 22: Unbestimmte Umweltalternative des hypothetischen Marktes	86

Abbildung 23: Federov-Algorithmus zur Erzeugung der SCEs-Versuchsplanung.....	90
Abbildung 24: Ein einzelnes Choice Set bestehend aus drei Alternativen.....	91
Abbildung 25: Übersicht zu den Komplexitätsdimensionen eines SCEs.....	97
Abbildung 26: Zusammenfassung der Methodik zur Generierung eines arbeitsfähigen Datensatzes ..	99
Abbildung 27: Ergebnisse “Semantisches Differential“	107
Abbildung 28: Zusammenhang “Varianz und Issue-Scale“	130
Abbildung 29: WTP/WTA-Werte als Steuerabgabe - Ergebnisse der Multinomial Logit Modells (Clogit)	135
Abbildung 30: Ranking “Log-Likelihood-Funktions-Gewichte“	136
Abbildung 31: Koeffizientenverteilung zur Illustration der Präferenzhomogenität nach dem Mixed- Logit-Modell	140
Abbildung 32: Koeffizientenverteilung zur Illustration der Präferenzhomogenität nach dem Mixed- Logit-Modell (Bayes)	141
Abbildung 33: Koeffizientenverteilung zur Illustration des Majoritätsgrades - Ergebnisse des Mixed- Logit-Modells.....	144
Abbildung 34: Koeffizientenverteilung zur Illustration des Majoritätsgrades - Ergebnisse des Mixed- Logit-Modells nach Bayes.....	145
Abbildung 35: Übersicht zu direkten Nachfragebewertungen mit Grünlandbezug in Deutschland ...	174
Abbildung 36: Makro-Skript für die Statistik-Software SAS zur Generierung der Versuchsplanung des SCE in dieser Arbeit.....	186

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1: Ergebnisse der Repertory-Befragung	85
Tabelle 2: Verteilung der Stichproben aus der Online-Befragung und der direkten Befragung	104
Tabelle 3: Allgemeine Bevölkerungsstatistik Land Brandenburg (Stand: 30. September 2009).....	106
Tabelle 4: Gewichtungsfaktoren der geschichteten Stichprobe	110
Tabelle 5: Variablenbezeichnung "Multinominales Logit-Modell"	113
Tabelle 6: Modellgüte "Multinomial-Logit-Modell"	116
Tabelle 7: Schätzergebnisse "Multinomial-Logit-Modell"	117
Tabelle 8: IIA-Test nach Hausman für das Multinomiale Logit-Modell	119
Tabelle 9: Variablenbezeichnung für das Mixed-Logit-Modell.....	120
Tabelle 10: Modellgüte des Mixed-Logit-Modells	123
Tabelle 11: Schätzergebnisse des Mixed-Logit-Modells - Mittelwerte	123
Tabelle 12: Schätzergebnisse des Mixed-Logit-Modells - Standardabweichungen.....	124
Tabelle 13: Schätzergebnisse des Mixed-Logit-Modells - Kovarianzen.....	125
Tabelle 14: Beispielrechnung für den Shannon-Index als Komplexitätsmaß	127
Tabelle 15: Teststatistiken für Shannon-Index (shannon), Issue-Scale (issuescale) und Herkunft (bev) im Rahmen des Heteroskedastischen Logit-Modells	129
Tabelle 16: Rankings und Gewichtungen für die monetären Indikatoren "WTP/WTA" und für das Modellerklärungsvermögen des Schätzmodells (Log-Likelihood-Funktionswerte)	137
Tabelle 17: Ergebnisse des Rankings nach Heterogenitätsgrad	142
Tabelle 18: Ergebnisse des Rankings nach Heterogenitätsgrad mit K.O.-Kriterium	143
Tabelle 19: Ergebnisse der Gewichtung nach Majoritätsgrad.....	145
Tabelle 20: Ergebnisse der Gewichtungen nach Majoritätsgrad mit K.O.-Kriterium.....	146
Tabelle 21: Aufgedeckte gesellschaftliche Nachfragen mit Gewichtung der Umweltattribute ohne K.O.-Kriterien	147
Tabelle 22: Zusammenfassung der Ergebnisse aus den Umweltattributpriorisierungen nach den Annahmen über Wählerpräferenzen und Politikerkalkül mit K.O.-Kriterien.	148
Tabelle 23: Übersicht Fallstudien für Nachfragebewertungen mit Grünlandbezug in Deutschland...	175

Tabelle 24: Log-Gewichtungen im Multinomialen Logit-Modell (Clogit).....	178
Tabelle 25: Wertetabelle der Issue-Scale	179
Tabelle 26: Ergebnisse des Mixed Logit Modells - Cholesky-Faktoren	180
Tabelle 27: WTA/WTP des Multinomialen Logit Modells (Clogit).....	180
Tabelle 28: Teilnehmer der Repertory-Befragung	181
Tabelle 29: Übersicht zur Herkunft und Häufigkeit der Probanden aus den Online- und direkten Befragungen	191

Abkürzungsverzeichnis

SCEs	Stated-Choice-Experiments
MWM	Median-Wähler-Modell
TU	Technische Universität
CS	Consumer Surplus
ES	Equivalent Surplus
AUMs	Agrarumweltmaßnahmen
MLS	Maximum-(Log)-Likelihood-Schätzung
Sim	Simulation
SLL	Simulated Maximum-(Log)-Likelihood
IIA	Independence of Irrelevant Alternatives
TEV	Total Economic Value
NCOs	Non-Commodity Outputs
MEA	Millenium Ecosystem Assessment Report
WTP	Willingness to Pay
WTA	Willingness to Accept
SD	Standardabweichung

1. Einleitung

Der erst kürzlich verabschiedete Vertrag von Lissabon¹ stärkt den Einfluss des Europäischen Parlaments bei kommenden Budgetplanungen. Die Europäische Kommission ist nun verpflichtet zu dokumentieren, welche Anstrengungen unternommen werden, um den Empfehlungen des Europäischen Parlaments im Rahmen des jährlichen Entlastungsverfahrens gerecht zu werden.² Aus polit-ökonomischer Sicht kann dieser Schritt als eine Verlagerung von einer angebotsseitigen Budgetpolitik hin zu einer nachfrageseitigen, d. h. stärker an den Wählerpräferenzen orientierte Ausgabenpolitik gedeutet werden. In der Agrarumweltpolitik erlangt dieser Umstand eine aktuelle und praktische Bedeutung, da hier mit einer stärkeren Einbindung von gesellschaftlich nachgefragten Umweltzielen zu rechnen ist.

Für die Forschung entsteht dadurch die Herausforderung Informationen über Wählerpräferenzen bereitzustellen, die dazu beitragen können, die zukünftige Ausrichtung von politischen Maßnahmen entsprechend der gewonnenen Präferenzinformationen zu gewichten. Den Stated Choice Experiments (SCEs) als ökonomische Methode wird in diesem Zusammenhang eine zentrale Rolle zugestanden, da sie die Präferenzen für komplexe multiattributive Umweltgüter aufdecken können, die oftmals durch Agrarpolitiken tangiert sind.

In der Literatur ist die Erklärung der Ausrichtung einer nachfrageseitigen Ausgabenpolitik auf der Grundlage der Ergebnisse aus SCEs bisher kaum zu finden. Ein Forschungsfeld, das in diesem Zusammenhang überhaupt noch nicht untersucht worden ist, ist der Beitrag, den SCEs zur Erklärung einer polit-ökonomisch verstandenen gesellschaftlichen Nachfrage leisten können. Dieser Forschungsbereich ist jedoch von vitaler Bedeutung, da die vielfältigen Ergebnisse aus SCEs unterschiedliche Aussagen über die aufgedeckte gesellschaftliche Nachfrage zulassen und in der Konsequenz zu unterschiedlichen Politikempfehlungen führen können. Eine Aufarbeitung der Nutzungsmöglichkeiten der Ergebnisse aus SCEs vor dem Hintergrund eines theoretischen Verständnisses über die gesellschaftliche Nachfrage ist deshalb von zwingender Notwendigkeit.

¹ Vgl. AIB 2007/C 306/01

² Vgl. http://ec.europa.eu/budget/budget_glance/index_de.htm (Stand: 21.10.2010)

Von dieser Forschungslücke ausgehend leitet sich die titelgebende Fragestellung dieser Arbeit ab: Welchen Beitrag können SCEs zur polit-ökonomischen Erklärung der gesellschaftlichen Nachfrage nach multiattributiven Umweltgütern liefern?

Die Einleitung ist wie folgt gegliedert: Im ersten Abschnitt (1.1) ist der Aufbau dieser Arbeit erklärt. Im zweiten Abschnitt (1.2) werden für diese Arbeit relevante Begriffe und Definitionen erläutert.

1.1 Aufbau der Arbeit

Die vorliegende Arbeit ist in insgesamt acht Kapitel unterteilt. Jedes einzelne davon mit Ausnahme des letzten Kapitels beginnt mit einer Inhaltsübersicht und einer Kurzzusammenfassung.

Kapitel eins „*Einleitung*“ führt in die Arbeit ein, indem es den Forschungshintergrund darstellt, den Dissertationsaufbau beschreibt und relevante Begriffsdefinitionen gibt.

Kapitel zwei verhilft dem Leser zu einem theoretischen Grundverständnis der „*Gesellschaftlichen Nachfrage nach Umweltgütern*“. Dazu zählen die ökonomische Einordnung von multiattributiven Umweltgütern sowie eine Beschreibung der Idee des Public-Choice-Ansatzes. Hieraus wird ein Rahmen abgeleitet, welcher das Potential von SCEs zur Erklärung der gesellschaftlichen Nachfrage aufzeigt. Davon ausgehend beginnt

Kapitel drei mit einer „*Einordnung von Stated-Choice-Experiments*“ als direktes umweltökonomisches Nachfragebewertungsinstrument. Ein Schwerpunkt dieses Kapitels liegt auf der kritischen Würdigung der SCEs selbst. Das Kapitel schließt mit einer Übersicht zu Studien der direkten Nachfragebewertung am Beispiel von multiattributiven Umweltgütern mit Grünlandbezug in Deutschland. **Kapitel vier** widmet sich den mathematischen Möglichkeiten zur Auswertung von SCEs mithilfe der „*Modellierung diskreter Entscheidungen*“. Hierfür wird zunächst ein allgemeiner Überblick über die Klassen diskreter Entscheidungsmodelle und deren Unterscheidungsmerkmale gegeben. Die Grenzen dieser Modelle zeigen sich dann an den Möglichkeiten ihrer mathematischen Schätzung und den Auswirkungen der Annahmen auf die Ergebnisse. Am Ende des Kapitels werden drei diskrete Entscheidungsmodelle vorgestellt, die die gesellschaftliche Nachfrage in Abhängigkeit von verschiedenen Annahmen über Probanden/Wählerpräferenzen abbilden können. **Kapitel fünf** beschreibt den „*Aufbau*

eines *Stated-Choice-Experiments am Beispiel von Umweltqualität*“ für diese Arbeit. Dazu werden zunächst die allgemeinen Methoden zur Beschreibung von (Umwelt-)Gütern für hypothetische Märkte aufgezeigt und kritisch reflektiert. Vor diesem Hintergrund wird ein alternativer wahrnehmungsbasierter Ansatz zur Beschreibung von multiattributiven Umweltgütern (Repertory-Ansatz) entwickelt, der mit den Methoden einer effizienten Versuchsplanung für experimentelle Befragungen umgesetzt wird. Der Schwerpunkt liegt dabei auf der Analyse der Sicherheit im Entscheidungsverhalten von Probanden auf hypothetischen Märkten. Das Kapitel schließt mit einer Zusammenfassung zur Befragungsmethodik und Umfragenplanung mit dem Ziel der Generierung eines arbeitsfähigen Datensatzes. **Kapitel sechs** enthält die „*Ergebnisse des Stated-Choice-Experiments*“, wobei zwischen deskriptiven Ergebnissen und Ergebnissen aus den Schätzungen für die einzelnen Discrete-Choice-Modelle differenziert wird. **Kapitel sieben** stellt „*die gesellschaftliche Nachfrage bei variierenden Annahmen über Wählerpräferenzen*“ als praktisches Ergebnis dar. Als Resultat ergeben sich dabei drei unterschiedliche gesellschaftliche Nachfragen, die zusammengefasst gegenübergestellt und hinsichtlich ihrer Implikationen erläutert werden. **Kapitel acht**, „*Diskussion und Ausblick*“, diskutiert diese Implikationen vor dem Hintergrund der Fragestellung der Arbeit und gibt einen Ausblick.

1.2 Begriffe und Definitionen

In der vorliegenden Arbeit werden Begriffe verwendet, die in der wissenschaftlichen Literatur aufgrund ihrer interdisziplinären Verwendung sehr unterschiedliche Bedeutungen besitzen können. Zum besseren Verständnis werden deshalb an dieser Stelle einige von ihnen definiert:

- a) **Umweltgüter, Umweltattribute, Umweltziele und Priorisierungen: Umweltgüter** sind als Bestandteil öffentlicher Güter zu verstehen, die aufgrund ihrer Komplexität keiner eindeutigen Güterkategorie, wie z. B. den Klub- oder meritorischen Gütern, zugeordnet werden können. In dieser Arbeit geht es um die Aufdeckung der gesellschaftlichen Nachfrage nach Umweltqualität als multiattributives Umweltgut, das sich aus den **Umweltattributen** Wasserqualität, Bodenqualität, Landschaftsbild, Artenvielfalt und Luftqualität zusammensetzt. Diese Umweltattribute befinden sich

wiederum in einem unterschiedlichen Zustand. **Umweltziele** entsprechen dem gewünschten Zustand eines Umweltattributes unter der Bedingung einer Budgetrestriktion. Wenn also die Gesellschaft oder Einzelakteure der Gesellschaft z. B. eine hohe Umweltqualität verlangen, müssen vor dem Hintergrund eines knappen öffentlichen Budgets die Umweltattribute priorisiert werden. Mit **Priorisierung** ist hier die relative Gewichtung der Umweltattribute gemeint.

- b) **Heterogenität:** Im Rahmen dieser Arbeit taucht der Begriff „Heterogenität“ vor allem im Zusammenhang mit mikroökonomisch definierten Präferenzen auf. Hiermit ist die Verschiedenartigkeit von Individuen gemeint, die a) auf **sozioökonomische Unterschiede** (z. B. Einkommen und Alter) zurückführt und b) die **Bevorzugung von unterschiedlichen Umweltzielen** mit sich bringt. Zudem wird der Begriff auch im **statistischen Sinne** c) benutzt, wobei er den Betrag der Standardabweichung einer Verteilungsfunktion definiert. Des Weiteren kann der Begriff auch für **unterschiedliche Mehrheiten von Wählern** hinsichtlich unterschiedlicher Umweltziele benutzt werden.

2. Gesellschaftliche Nachfrage nach Umweltgütern

In diesem Kapitel soll ein ökonomischer Ansatz für die Frage vorgestellt werden, wie öffentliche Güter in einer repräsentativen Demokratie bereitgestellt werden. Dabei wird ein analytischer Rahmen zur Systematisierung des Beitrages von SCEs zur Erklärung der gesellschaftlichen Nachfrage nach multiattributiven Gütern entwickelt. Den Ausgangspunkt (2.1) dafür bildet das mikroökonomische Verhaltenskalkül zur Erklärung der Präferenzbildung bei homogenen und heterogenen Gütern. Seine Anwendung auf die Bereitstellung öffentlicher Güter durch ein Kollektiv lässt jedoch Probleme entstehen (2.2). Im Anschluss an eine Klassifizierung von multiattributiven Umweltgütern wird in (2.3) ein polit-ökonomischer Weg aufgezeigt, um die kollektive Bereitstellung öffentlicher Güter dennoch hinreichend beschreiben zu können. Hierbei nimmt die kritische Reflektion des vorgestellten Ansatzes eine wesentliche Rolle ein. Das Kapitel schließt mit der Herleitung eines analytischen Rahmens (2.4), der das Potential zur Erklärung der gesellschaftlichen Nachfrage nach multiattributiven Umweltgütern systematisiert.

Kurzzusammenfassung des zweiten Kapitels:

Die Darstellung der mikroökonomischen Präferenzbildung hinsichtlich homogener Güter ist durch Lancasters (1966) Ansatz in Bezug auf multiattributive (heterogene) Güter erweitert worden. Eine ökonomische Klassifizierung von multiattributiven Umweltgütern zeigt, dass deren Nachfrage temporären Änderungen unterliegt, weshalb eine Analyse der gesellschaftlichen Nachfrage auch nur auf einen bestimmten Zeitpunkt bezogen sein kann. Vor dem Hintergrund des Public-Choice-Ansatzes wird die gesellschaftliche Nachfrage entsprechend dem Modell einer demokratischen Wahl verstanden. Eine kritische Reflektion am Beispiel von Downs (1959) Median-Wähler-Modell zeigt, dass die damit verbundenen Annahmen als unrealistisch zu betrachten sind, ein empirischer Zusammenhang zwischen Wählerpräferenzen und Staatsausgaben aber nicht ausgeschlossen werden kann. Zur Kennzeichnung des Potentials von SCEs zur Erklärung der gesellschaftlichen Nachfrage genügt hier deshalb die Überlegung, dass Wählerpräferenzen aufgrund des Wiederwahlwunsches von Politikern einen Einfluss auf die Bereitstellung von Umweltgütern ausüben. Die Potentiale von SCEs lassen sich beschreiben, indem folgende Fragen beantwortet werden: 1) Inwiefern sind SCEs in ihrer

Form als Umweltbewertungsinstrument überhaupt dafür geeignet, Präferenzen aufzudecken? 2) Inwieweit und in welcher Form kann eine gesellschaftliche Nachfrage aus den mit SCEs erhobenen Wählerpräferenzen ein deterministisches Politikerkalkül abgeleitet werden? 3) Inwieweit ist es mit den Ergebnissen aus den SCEs möglich, die tatsächliche Umweltattributpriorisierung als Ausdruck der gesellschaftlichen Nachfrage analytisch darzustellen?

2.1 Mikroökonomische Erklärung von Präferenzen

Den Ausgangspunkt für die Beschreibung von Präferenzen im Rahmen des allgemeinen ökonomischen Kalküls ist die Annahme,³ dass der Konsument Bündel von homogenen und beliebig teilbaren Gütern nachfragt.⁴ Es wird dabei angenommen, dass der Konsument stets das Güterbündel bevorzugt, das seinen individuellen Nutzen maximiert. Die Entscheidungsregel – deterministisches Verhalten – ist damit vorgegeben. Voraussetzung für dieses Nutzenmaximierungskalkül ist, dass für den Konsumenten präzise definierte Präferenzen angenommen werden können.⁵ Dazu muss die Ordnung der Präferenzen durch Vollständigkeit,⁶ Reflexivität⁷ und Transitivität⁸ gekennzeichnet sein.⁹ Die Präferenzordnungen selbst stehen wiederum im Verhältnis zu den Gütercharakteristika. Im Normalfall ist diese Beziehung monoton und konvex, d. h. sie wachsen mit der Anzahl der Güter, denn Güterkombinationen werden stets dem Konsum eines Gutes vorgezogen.

³ Die nachfolgenden Ausführungen orientieren sich an der umfangreichen Lehrbuchliteratur zur Mikroökonomie vgl. Wied-Nebbeling und Schott (2007) oder Varian (2006).

⁴ $Q = \{q_1, q_2\}$, wobei q_1 und q_2 die Gütermengen darstellen.

⁵ Formal entsteht z. B. die Präferenzrelation mit $Q_1 \succ Q_2$, wobei Güterbündel Q_1 gegenüber dem alternativen Güterbündel Q_2 vorgezogen wird.

⁶ Es gilt $Q_1 \succ Q_2$, $Q_1 \succ Q_2$ oder beides.

⁷ Für ein Güterbündel gilt Q_1 , $Q_1 \succ Q_1$.

⁸ Für Q_1, Q_2 und Q_3 gilt $Q_1 \succ Q_3$, wenn $Q_1 \succ Q_2$ und $Q_2 \succ Q_3$ gelten.

⁹ Mit Hilfe der Axiome sind die Präferenzen eines Konsumenten eindeutig deterministisch geordnet, so dass er die Güter anhand seiner Präferenzen rational vergleichen und bewerten kann.

Formal dargestellt wird eine solche Präferenzordnung, indem einem Güterbündel ein skalarer Nutzenwert U zugeordnet wird.¹⁰ Um eine Konsumententscheidung vorherzusagen, wird eine Einkommensrestriktion unterstellt, welche durch eine Budgetgleichung mit einem zur Verfügung stehenden Einkommen und den entsprechenden Güterpreisen ausgedrückt wird.¹¹ Mithilfe der Nutzenfunktion und den determinierten Präferenzen lässt sich das Entscheidungskalkül nun auf das folgende Optimierungsproblem für den Zweigüter-Fall reduzieren:

Abbildung 1: Nutzenmaximierung mit homogenen Gütern

$$\max : U(Q) = U(q_1, q_2)$$

s.t.

$$I \geq q_1 p_1 + q_2 p_2$$

$$\text{mit : } p_i \geq 0, q_i \geq 0, i = 1, 2$$

Die optimale Lösung spiegelt das Güterbündel wieder, das in der Präferenzordnung den höchsten Rang einnimmt und dem Einkommen nach noch realisierbar ist. Im Maximierungskalkül in Abbildung 1 wurden homogene Güter angenommen. Diese Annahme ist nicht zwingend.¹² In der Haushalts-Produktionstheorie nach Becker (1965), Lancaster (1966) und Gorman (1980) sind nicht die Güter, sondern deren Eigenschaften für die Nutzenbildung verantwortlich. Lancaster (1966) setzt hier seinen „Characteristics Approach“ an und kommt zu dem Schluss, dass der Nutzen nicht von der Menge der Güter, sondern von deren Eigenschaften bestimmt wird. Dieser Ansatz geht davon aus, dass eine Konsumtechnologie B existiert, bei der sich die Eigenschaften x auf den Gütermengen q abbilden lassen. Die Gütereigenschaften fließen damit in die Nutzenfunktion ein und es ergibt sich das folgende Optimierungsproblem:¹³

¹⁰ $U = U(Q) = U(q_1, q_2)$

¹¹ Mit I -Einkommen und p als Preis für Gut q folgt daraus: $I \geq q_1 p_1 + q_2 p_2$ als Budgetrestriktion.

¹² Zur Kritik an homogenen Gütern siehe Lancaster (1971).

¹³ Eine vertiefende Darstellung zur formalen Präferenzbildung hinsichtlich multiattributiver Güter ist neben Lancaster (1966) bei Maier und Weiss (1990) zu finden.

Abbildung 2: Nutzenmaximierung mit heterogenen Gütern

$$\max : U = U(x_1, \dots, x_j)$$

s.t.

$$p_1 q_1 + \dots + p_l q_l \leq I$$

$$\begin{pmatrix} x_1, \dots, x_l \end{pmatrix}^T = B_{JxL} \begin{pmatrix} q_1, \dots, q_l \end{pmatrix}^T$$

$$B_{JxL} = \begin{pmatrix} b_{11} & \cdot & b_{1l} \\ \cdot & b_{jl} & \cdot \\ b_{j1} & \cdot & b_{jl} \end{pmatrix}$$

Lancasters (1966) Ansatz kann somit als theoretisches Fundament für die ökonomische Analyse von multiattributiven Gütern betrachtet werden. Mit der Zerlegung der Güter in ihre Eigenschaften unter Einhaltung neoklassischer Grundannahmen entsteht ein Modellrahmen, in dem nicht nur multiattributive private Konsumgüter analysierbar sind, sondern auch komplexe multiattributive öffentliche Güter.

2.2 Präferenzen für Umweltgüter

In Kapitel 2.1 wurden die Grundannahmen für das allgemeine neoklassische Grundmodell aufgeführt und um den multiattributiven Fall erweitert. In diesem Abschnitt wird das Problem der Herleitung von aggregierten Präferenzen in Bezug auf Umweltgüter bei gesellschaftlicher Bereitstellung erläutert.

In der allgemeinen Kategorisierung nach Samuelson (1954) und Musgrave et al. (1984) lassen sich öffentliche Güter nach dem Grad der Ausschließbarkeit (1) und der Rivalität (2) ordnen. Die Ausschließbarkeit zeigt an, wie weit Individuen vom Konsum eines Gutes ausgeschlossen werden können. Sobald es Individuen gibt, die technisch nicht vom Konsum eines Gutes ausgrenzbar sind bzw. ein Ausschluss nur zu ineffizient hohen Kosten möglich ist, versagt der regelnde Preis-Markt-Allokationsmechanismus. In diesem Fall bestehen für die Nutzung eines Gutes keine Nutzungsrivalitäten. Bei Nichtrivalität sind die Grenzkosten der Zulassung für weitere Nutzer gleich Null. Hier offenbart sich auch das Dilemma der Bereitstellung öffentlicher Güter. Gesellschaftlich (für das Kollektiv) wäre es rational, wenn sich alle Konsumenten an den Kosten der Bereitstellung beteiligten. Ist das Gut aber wie in diesem Fall durch Nicht-Ausschließbarkeit und Nichtrivalität

gekennzeichnet, so führt das bei rationalen Individuen zur Nichtbeteiligung¹⁴, d. h. zu einer ineffizienten Bereitstellung.

Zwischen den Polen „reines öffentliches Gut“ (Nichtrivalität & Nicht-Ausschließbarkeit) und „reines Privatgut“ (vollständige Rivalität (Wettbewerb) & vollständige Ausschließbarkeit) befinden sich Güter, welche die genannten Eigenschaften partiell besitzen. Solche Güter werden von Musgrave et al. (1984) als Mischgüter bezeichnet. Sie können neben den genannten Eigenschaften auch positive bzw. negative externe Effekte aufweisen.¹⁵ In diesem Zusammenhang spielt das Konzept der Multifunktionalität eine wesentliche Rolle. Es erklärt die Zusammenhänge einer Kuppelproduktion von Primärgütern und deren Externalitäten. Externalitäten werden in diesem Zusammenhang auch als Non-Commodity Outputs (NCO)¹⁶ bezeichnet und fließen als eigenständige Güter in die Klassifizierungen ein.¹⁷ Eine eingehende Darstellung zur ökonomischen Bedeutung dieser Kuppelprodukte ist in Wüstemann et al. (2008), Wüstemann (2007), Vanslebrouck und Huylenbroeck (2005) zu finden. Die Bedeutung des Konzeptes ergibt sich aus seiner unmittelbaren Anwendung im politischen Feld. So gewinnt das Konzept in der Analyse von Subventionen in der europäischen Landwirtschaftspolitik an Bedeutung, da in ihm bisher weitgehend nicht honorierte Leistungen von Landwirten wie Umweltschutz, Pflege von Kulturlandschaften oder Ländlicher Tourismus in Abhängigkeit von der Verteilung der Verfügungsrechte berücksichtigt werden. Darüber hinaus stellt Buchanan (1965) in seiner Kritik an den reinen öffentlichen Gütern die Klasse der Klubgüter heraus. Neben den Klubgütern sind noch die meritorischen Güter zu nennen, bei denen der Staat Eingriffe in die Konsumentensouveränität erzwingt, da er über Informationen „zum Wohle“ des Einzelindividuums verfügt, die es selbst nicht besitzt (vgl. Petersen und Müller 1999, S. 140 ff). Die Abbildung 3 gibt einen Überblick zur Einordnung von Gütern mit zusätzlichen Merkmalen.¹⁸

¹⁴ Es entsteht die „Free-Rider-Problematik“. Blankart (2008 S. 54) beschreibt diesen Prozess so, dass Individuen ihre wahren Präferenzen verhüllen, um in den Genuß des öffentlichen Gutes zu kommen ohne dafür zu zahlen.

¹⁵ Zur Entstehung und Erklärung von externen Effekten vgl. Blankart (2008 S. 491 ff)

¹⁶ nicht-warenbezogene Leistungen

¹⁷ Die „Eigenständigkeit“ bezieht sich nur auf kategorisierbare Effekte.

¹⁸ Zusätzliche Merkmale sind externe Effekte (i), die Art des Konsums (gemeinsamer oder individueller Konsum, (ii) und die Präferenzentwicklung in Abhängigkeit des Bewusstseins für ein Umweltgut (iii).

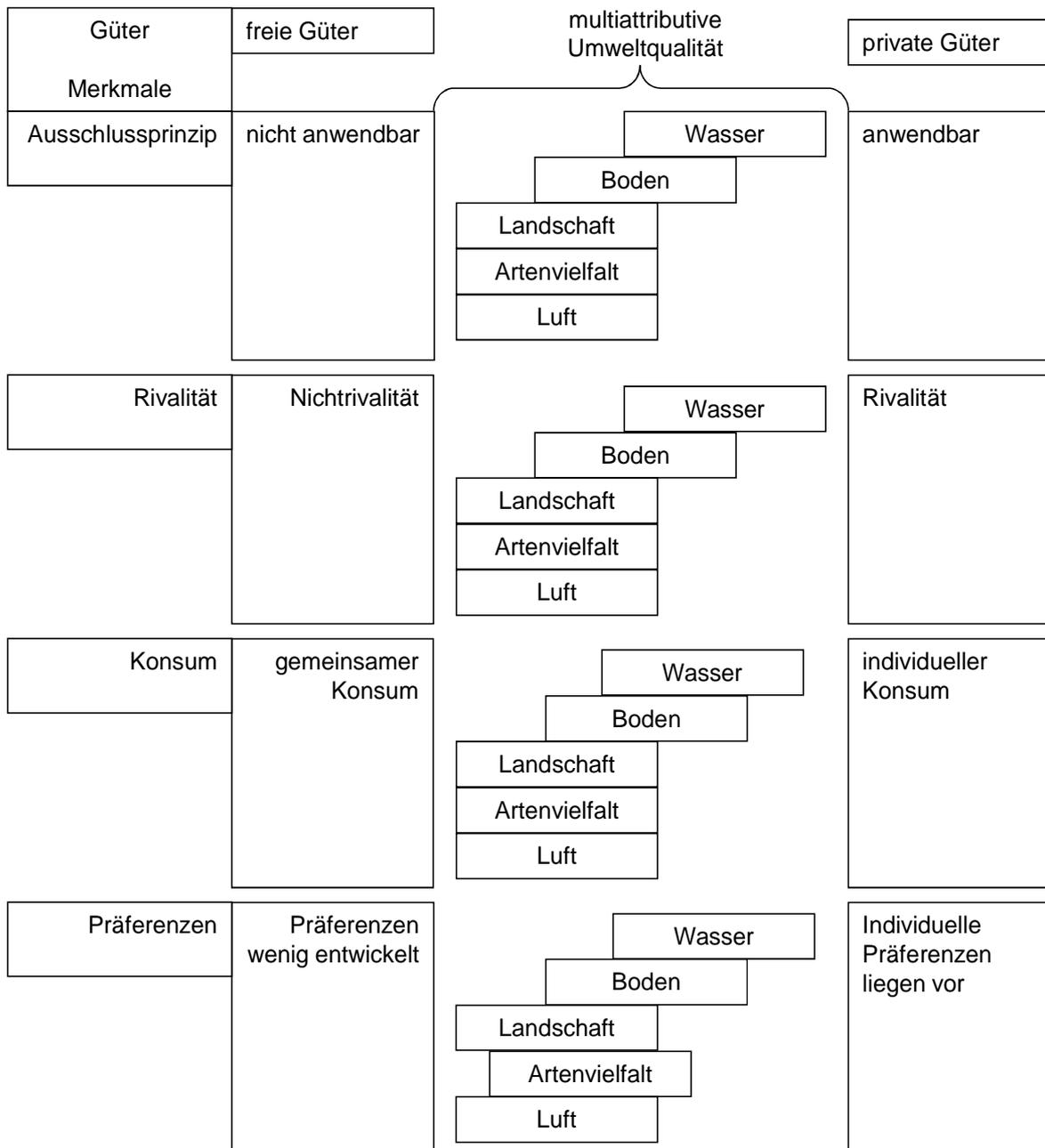
Abbildung 3: Klassifikation von Gütern

öffentliche Güter						
Güter Merkmale	freie Güter	spezifische öffentliche Güter	begrenzte öffentliche Güter	meritorische Güter	Klubgüter	private Güter
Externalitäten	positive	ausschließlich externe Effekte		neben externen auch interne Effekte		Keine externen, nur interne Effekte
	negative	keine	externe Effekte bei Produktion möglich	externe Effekte bei Produktion und Konsum möglich		
Ausschlussprinzip	nicht anwendbar		beschränkt anwendbar	auf Teilnutzen (im Ausmaß interner Effekte)	anwendbar	
Rivalität	Nichtrivalität		sowohl Rivalität als auch Nichtrivalität			Rivalität
Konsum	gemeinsamer Konsum		gemeinsamer, teils individueller Konsum		gemeinsamer Konsum einer Gruppe	individueller Konsum
Präferenzen	Präferenzen (noch) wenig entwickelt	Präferenzen liegen vor, jedoch Trittbrettfahrerverhalten		Präferenzen sind gestört	individuelle Präferenzen liegen vor	
Beispiele	Nicht produzierte natürliche Ressourcen z. B. Luft, Wasser	Innere und äußere Sicherheit, variabel nutzbare Anlagen mit ausreichender Kapazität (Parks, Verkehrsflächen u. a.)	öffentliche Einrichtungen mit (zeitweise) begrenzter Kapazität (z. B. Autobahnen)	Einrichtungen zur Gesundheitsvorsorge (Sport- und Freizeitanlagen), Ausbildung (Schulen, Unis, ...)	Tennis- und Reitanlagen, Golfplätze u. ä.	Nahrungsmittel, dauerhafte Konsumgüter

(Quelle: Petersen und Müller 1999, S.148)

Nach Petersen und Müller (1999) würden Umweltgüter wie z. B. Wasser oder Luft zunächst als nicht-produzierte freie Güter klassifiziert, wobei das Prinzip der Ausschließbarkeit nicht anwendbar ist und keine Rivalität herrscht. Sie werden gemeinsam konsumiert mit ausschließlich positiven externen Effekten. Die Präferenzen für solche Güter sind dementsprechend wenig entwickelt. Nicht alle Umweltgutattribute (wie z. B. der Boden) sind jedoch als freie Güter klassifizierbar, da durch zunehmende staatliche Aktivitäten zum Schutz der Umwelt Märkte für Umweltgüter geschaffen werden.

Abbildung 4: Einordnung multiattributiver Umweltgüter



(Eigene Darstellung)

Abbildung 4 stellt eine mögliche Einordnung von multiattributiven Umweltgütern dar, wobei eine klassische Zuordnung, z. B. nach Klubgütern oder meritorischen Gütern, ausbleibt. Es handelt sich um eine bipolare Klassifizierung nach festgelegten Merkmalen. Dabei wird vor allem der temporäre Charakter einer Umweltgutklassifizierung deutlich, welcher mit einer zunehmenden Sensibilität der Gesellschaft gegenüber dem

Umweltschutz zu erklären ist.¹⁹ Der Staat reagiert darauf z. B. mit Umweltauflagen, aber auch mit der Entwicklung von marktwirtschaftlichen Instrumenten wie z. B. Agrarumweltmaßnahmen (AUM). In Hinblick auf den Beitrag der SCEs zur Analyse der gesellschaftlichen Nachfrage nach Umweltqualität ist deshalb festzuhalten, dass eine empirische Erhebung der Umweltpräferenzen nur von temporärer Gültigkeit sein kann.

2.3 Nachfrageartikulation in der repräsentativen Demokratie

Ausgehend von dem mikroökonomischen Verhaltenskalkül nach Lancaster (1966) in Kapitel 2.1 entsteht ein erster Hinweis dafür, inwiefern Präferenzen für komplexe multiattributive Umweltgüter beschrieben werden können. Für die Frage dieser Arbeit ist jedoch zu klären, wie sich die gesellschaftliche Nachfrage nach öffentlichen Gütern innerhalb einer Demokratie überhaupt artikuliert. Diese Frage ist von Bedeutung, da die neoklassische Herangehensweise zur Erklärung von gesamtgesellschaftlichen Zusammenhängen mit der „einfachen“ Aggregation von individuen-spezifischen Präferenzen Inkonsistenzen aufweist (vgl. Arrow 1951). In Hinblick auf diese Kritik wird das im Public-Choice-Ansatz verortete Median-Wähler-Modell vorgestellt.²⁰ Nach diesem Ansatz stehen neben den gesellschaftlichen Entscheidungsregeln vor allem die politischen Akteure (z. B. Politiker und Wähler) selbst im Mittelpunkt der Untersuchung.

Im Kern versucht der Public-Choice-Ansatz mittels ökonomischer Markt- und Wahlhandlungsmodelle grundlegende demokratische Prozesse zu beschreiben und zu erklären.²¹ Die theoretischen Grundannahmen beruhen dabei, wie auch im neoklassischen Präferenzaggregationsansatz, auf dem methodologischen Individualismus, welcher

¹⁹ Das Bundesumweltministerium führt regelmäßig Studien zum Umweltbewusstsein durch (vgl. UBA 2009).

²⁰ Die Entstehung des Public-Choice-Ansatzes ist nicht einer einzelnen Person zuzuordnen. Er ist in den Arbeiten einer Vielzahl von Wissenschaftlern entstanden und wird bis heute weiterentwickelt. Blankart und Koester (2006) nennen jedoch Wissenschaftler, deren grundlegende Arbeiten im Zusammenwirken mit Arrow (1951) und Buchanan (1949) das heutige Verständnis des Public-Choice-Ansatzes maßgeblich geprägt haben. Dazu gehören u. a. Black (1948) mit dem Median-Wähler-Ansatz, Downs (1957) mit der Analyse der repräsentativen Demokratie, der logrolling-Ansatz von Tullock (1959), das Theorem von Coase (1960) und die Theorie zu den Interessengruppen von Olson (1965). Eine historische Diskussion zur Entstehung des Public-Choice-Ansatzes ist bei Grofman (2004a) zu finden.

²¹ Die nachfolgenden Ausführungen zur Beschreibung des Median-Wähler-Ansatzes in der Demokratie orientieren sich an Thurner (1998 S.12 ff).

sämtliche gesellschaftlichen Strukturen und Prozesse auf individuelles Verhalten zurückführt (Blankart 2008, S. 10 ff). Es wird dabei wie zuvor von einem ökonomischen Verhaltensmodell eigennütziger Individuen ausgegangen, in dem Akteure diejenigen Alternativen auswählen, die ihnen – in einem Kostenrahmen – einen höchstmöglichen Nutzen versprechen.²²

Im Weiteren wird zur Erklärung der gesellschaftlichen Nachfrage eine Analogie zwischen Märkten und politischen Gesellschaftsstrukturen – in unserem Fall einer repräsentativen Demokratie²³ – unterstellt, und zwar aus folgenden Gründen: Bei privatwirtschaftlichen Märkten und Demokratien handelt es sich gleichermaßen um spezifische gesellschaftliche Koordinationsformen zur Allokation von Gütern und Dienstleistungen. Märkte implementieren Entscheidungen über das Preissystem, welches wiederum Konsumentenpräferenzen reflektiert. Demokratien berücksichtigen Präferenzen durch spezielle Abstimmungsverfahren.²⁴ Wähler offenbaren ihre Präferenzen und können dadurch indirekt auf den kollektiven Entscheidungsprozess Einfluss nehmen. Ein bekanntes Modell, das unter Einhaltung weiterer Annahmen unmittelbar aus dieser Analogie folgt, ist das Median-Wähler-Theorem (Black 1948).

Erstmalige Überlegungen zum Median-Wähler-Theorem stammen von Hotelling (1929), der in seinem preistheoretischen Aufsatz zu den Konsequenzen eines räumlichen Wettbewerbs im Duopol die Grundlagen dafür legte. Dem Aufsatz nach werden zwei konkurrierende Unternehmen ihren Absatz – räumlich betrachtet – danach ausrichten, wo die meisten Nachfrager zu finden sind. Somit bewegen sich die Unternehmen aufeinander zu bzw. nähern sich dem Median-Konsumenten an. Das Prinzip ist, wie bereits von Hotelling (1929) selbst angedeutet, übertragbar auf den Parteien- bzw. Politikwettbewerb. Downs (1957) beschäftigte sich dann erstmals explizit mit dieser Fragestellung. Er analysiert die repräsentative Demokratie als ein politisches Tauschmodell, in dem Parteien um die Macht konkurrieren und Politikerergebnisse gegen Stimmen getauscht werden. Nach diesem Modell entsprechen politische Parteien oder Politiker den Unternehmen Hotellings, die im Falle, dass sie eine den Präferenzen der Wähler (Nachfrager)

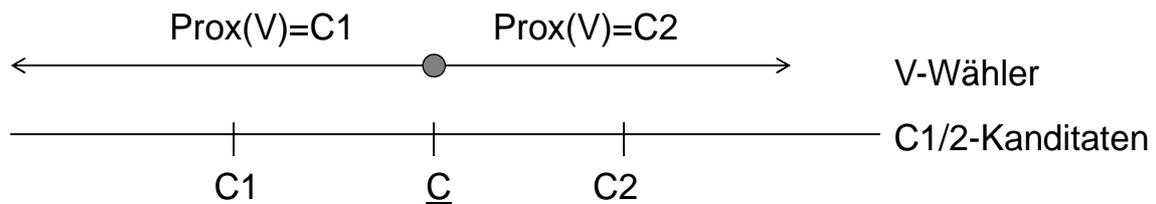
²² Mueller (2003 S. 1) "The basic behavioral postulate of public choice, as for economics, is that man is an egoistic, rational, utility maximizer".

²³ Zur ökonomischen Analyse der direkten Demokratie siehe Blankart (2008 S. 105 ff).

²⁴ Ein Überblick zu Abstimmungsverfahren in der Demokratie gibt Mueller (2003 S. 67 ff).

nachkommende Politik vorschlagen, gewählt werden. In dem einfachen Median-Wähler-Modell (MWM) nach Downs (1957) entscheidet sich also der Wähler für den Politiker, der seinen Wünschen, linear betrachtet, am nächsten steht.²⁵ Formal ist dieser Zusammenhang in Abbildung 5 verdeutlicht.

Abbildung 5: Formale Darstellung des Median-Wähler-Modells nach Downs (1957)



(Quelle: Tomz and Houweling (2008 S.306), geändert)

In Abbildung 5 ist $\underline{C}=(C1+C2)/2$ in einer zweidimensionalen Betrachtung der Mittelpunkt zwischen zwei Kandidaten (Politikern/Parteien). Die Wähler, die zwischen \underline{C} und C1 liegen, favorisieren C1 und die Wähler, die zwischen \underline{C} und C2 liegen, favorisieren C2. Für Wähler, die in \underline{C} liegen, kann indes keine Aussage getroffen werden. Von dem Politiker wird hingegen angenommen, dass er die Anzahl der Wählerstimmen maximiert und sich selbst danach ausrichtet, wo diese zu finden sind. Im MWM nach Downs wird der Kandidat sich den erwarteten Präferenzen des Medianwählers annähern, da dort die meisten Stimmen zu finden sind.

Damit jedoch ein im ökonomischen Sinn stabiles Gleichgewicht in diesem Modell herrscht, müssen bestimmte Annahmen zutreffen. Blankart (2008 S.112) zählt für Downs (1957) MWM folgende Annahmen auf: Grundsätzlich ist von *Nutzen maximierenden Akteuren* und einem *politischen Wettbewerb* auszugehen. Dazu kommt, dass der Inhalt aller Parteiprogramme als *eindimensional* angenommen wird und die Wähler *eingipflige Präferenzen* besitzen. Voraussetzungen sind weiterhin, dass Politiker *Stimmenmaximierer* sind und *ausschließlich die Wahl gewinnen* wollen, dass sie sich auf *zwei Parteien* verteilen, die jeweils ein Politikangebot machen. Den Wählern wird unterstellt, dass sie sich ausschließlich für das Politikangebot entscheiden, dass *ihren Präferenzen linear betrachtet am nächsten liegt*. Außerdem wird davon ausgegangen, dass Politiker und

²⁵ In der Literatur wird das Median-Wähler-Modell auch als Nähe- bzw. Proximity-Modell beschrieben, vgl. Tomz and Houweling (2008) und Thurner (1998).

Wähler über die Politikangebote *vollständig informiert* sind, dass die Wahlen nicht zeitabhängig sind und mit einer Wahlbeteiligung von 100 Prozent stattfinden.

Im Folgenden wird auf einige Annahmen und deren Implikationen eingegangen. Zentral ist dabei die Frage, inwiefern Parteien bzw. Politiker sich annähern können, um den Präferenzen des Medianwählers zu entsprechen.²⁶ Ist nämlich keine Annäherung abzuleiten, bildet sich kein stabiles Gleichgewicht und in der Folge kann mit diesem Modell auch keine zufriedenstellende ökonomische Erklärung der gesellschaftlichen Nachfrage gegeben werden.

Ausgehend von der Annahme der *Nutzenmaximierung* muss danach gefragt werden, warum Wähler überhaupt wählen. Riker und Ordeshook (1968) weisen nämlich darauf hin, dass sich der erwartete Nutzen eines Wählers aus zwei miteinander zu multiplizierenden Faktoren ergibt: der Wahrscheinlichkeit, dass seine Stimme den Ausschlag dafür gibt, dass sein Kandidat gewählt wird, und dem Nutzen aus der Differenz der Politiken beider Kandidaten. Da die Wahrscheinlichkeit der Einflussnahme durch den einzelnen Wähler gering ist, übersteigen die Kosten des Wählers bei der Wahlteilnahme den entsprechenden Gewinn aus der Politik des Kandidaten. Daraus ließe sich schlussfolgern, dass das Wählen nutzlos sei, und es entsteht das Wahlparadoxon.²⁷ Mueller (2003 S. 329 ff) reduziert das Wahlparadoxon auf die Gleichung $R = P \cdot B + D - C$. Dabei entspricht P der Wahrscheinlichkeit, dass die Stimme des Wählers wahlentscheidend ist, und B dem Nutzen aus der Wahl als der Differenz zwischen zwei Politikerangeboten. D steht für Nutzenmotive abseits der reinen Politikangebote und C für die Kosten der Wahl. Von besonderem Interesse ist die Variable D, wenn $P \cdot B$ sehr gering ist. In der „expressiv voter hypothesis“ nach Fiorina (1976) wird D mit dem Wahlakt selbst als Präferenzbekundung der Wähler erklärt. Es geht dem Wähler nach diesem Erklärungsmodell nicht darum, ein bestimmtes Politikangebot zu erhalten, sondern nur darum, die eigenen Präferenzen zu offenbaren. Die „ethical voter hypothesis“ unterstellt indes, dass Wähler mit dem Wahlakt selbst sowohl individuelle als auch gemeinschaftliche Interessen verfolgen (Mueller 2003, S. 322). Eine Formalisierung ist mit der Formel (2.1) gegeben.²⁸ Diese Formel beschreibt

²⁶ Die Analyse der Annahmenrelativierung folgt partiell den Ausführungen von Berganza (1998), Mueller (2003 S. 241 ff), Grofman (2004b) und Blankart (2008).

²⁷ Vgl. Mueller (2003 S. 303 ff).

²⁸ Vgl. Harsanyi (1955).

ein solches Nutzenmotiv mit der zu maximierenden Nutzenfunktion Q für den Wähler i , deren Nutzen sich aus seinem individuellen Nutzen U und der Summe der Nutzen der anderen Wähler j darstellt. Ist θ gleich null, dann ist der Wähler ausschließlich an seinem eigenen Nutzen interessiert.

$$Q_i = U_i + \theta \sum_{i \neq j} U_j \quad (2.1)$$

Mit dieser Formel war eine testbare Umgebungsformel ex post gegeben, die Ausgangspunkt für eine vielfältige Literatur zur Erklärung des Wahlmotivs geworden ist.²⁹ Eine wesentliche Annahme des MWM ist die Unterstellung eines *einfachen Mehrheitswahlrechts*. Ein in einfachen Mehrheitswahlrechtssystemen empirisch beobachtbares Phänomen ist die langfristige Herausbildung eines Zwei-Parteien-Systems.³⁰ Das Kalkül der Wähler ist hier ausschlaggebend, da sie die Wahlwahrscheinlichkeiten der Parteien/Kandidaten berücksichtigen und ihre Stimme vor dem Hintergrund „the winner takes it all“ (einfaches Mehrheitswahlrecht) nicht verschenken wollen (strategisches Wählen). Was passiert aber, wenn diese Annahme relativiert wird, d. h. zum Beispiel bei der Einführung eines Verhältniswahlrechts? Im Verhältniswahlrechtssystem ist die Bildung von Koalitionen aus mehr als zwei Parteien zu beobachten. Dabei bilden sich nach Neumann und Morgenstern (1947) sowie Riker (1962) Koalitionen nach der „size theory“, welche starke und schwächere Parteien zusammenbringen, wobei die starke jeweils eine bessere Entscheidungshoheit erlangt. Konträr dazu entwickelten Leiserson (1966) und Axelrod (1970) die Theorie, dass Parteien Koalitionen eingehen, wenn der potentielle Partner den eigenen Politikvorstellungen möglichst nahekommt. Auch im Verhältniswahlrechtssystem kann sich der Wähler strategisch verhalten, indem er eine andere Partei an Stelle der eigentlich von ihm favorisierten wählt, um eine bestimmte Koalition zu verhindern (vgl. Austin-Smith und Banks 1988). Da sich bei einem Verhältniswahlrecht mehr Parteien etablieren können, ist zusätzlich mit einer höheren Politikvielfalt zu rechnen. Stabile Koalitionen können bei einer hohen Parteienvielfalt problematisch sein, trotzdem können sich Koalitionen wie einzelne Kandidaten verhalten und im Rahmen einer Stimmenmaximierung auf die Suche nach dem Median der Wählerpräferenzen machen.

²⁹ Mueller (2003 S. 325) sieht an dieser Stelle vor allem den positiven Beitrag aus der Verhaltenspsychologie und der Verhaltensökonomie.

³⁰ Dieses Phänomen ist nach seinem Entdecker auch als Duverger's Law bekannt (vgl. Riker 1982).

Wie bereits erörtert, ist anzunehmen, dass sich im Fall eines einfachen Mehrheitswahlrechts langfristig *zwei Parteien/Kandidaten* herausbilden. Allerdings sind in der Realität auch Gegenbeispiele zu finden. Darüber hinaus darf nicht vergessen werden, dass etablierte Parteien anderen Parteien oftmals den Zugang ins Parteiensystem versperren. Gleichzeitig nähern sich Parteien/Kandidaten dem Median nicht mehr an, wenn mehr als zwei Parteien/Kandidaten zur Wahl stehen. Käme nämlich in einem Zwei-Parteien-System eine weitere dazu, wäre nicht mehr sichergestellt, dass die Parteien durch die Annäherung an den Medianwähler zusätzliche Stimmen erhalten. Zudem wäre auch nicht mehr sichergestellt, dass ein Wähler seinen tatsächlichen Kandidaten wählt, wenn er weiß, dass die anderen Parteien/Kandidaten bessere Chance haben (strategisches Wählen). Osborne (1993) sieht deshalb bei rein strategischen Wählern kein stabiles Gleichgewicht, sofern mehr als zwei Kandidaten im Wettbewerb stehen.

Die Annahme, dass nur *eine Wahl* stattfindet, die über das Angebot der öffentlichen Güter bestimmt, schließt parteiinterne Vorwahlen aus. Eine Relativierung dieser Annahme lässt die Annäherung der Parteien/Kandidaten an den Medianwähler nicht mehr zu. Kandidaten müssen nämlich nun zunächst eine Vorauswahl gewinnen, um von der eigenen Partei zur allgemeinen Wahl aufgestellt zu werden. In der allgemeinen Wahl sind sie nun aber durch die Parteiwahl an politische Positionen gebunden, so dass sie sich dem Medianwähler nur im Rahmen der parteipolitischen Positionen annähern können. Der ideale Medianwähler der allgemeinen Wahl ist nicht mehr erreichbar. Die parteiinterne Wahl hat die Parteien und damit die Kandidaten tatsächlich in Bezug auf ihre Politikpositionen „auseinandergetrieben“. McGann (2002) liefert ein Modell zur Formalisierung eines solchen zweistufigen Wahlprozesses.

Für die Wahl im MWM kann es *nur einen Gewinner* geben. Tatsächlich finden in der Realität jedoch viele unterschiedliche Wahlen statt, an denen die Wähler gleichzeitig oder zeitversetzt teilnehmen, so dass mehrere Gewinner möglich sind. In Deutschland bietet die föderale Staatsstruktur z. B. die Möglichkeit, die Gemeindemitglieder, den Kreistag, den Landtag, den Bundestag und das Europaparlament zu wählen. Fiorina (1992, 1996) und Alesina, Rosenthal (1995) unterstellen Wählern vor diesem Hintergrund, dass sie diesen Umstand nutzen, um verschiedene Parteien/Kandidaten mit unterschiedlichen Politikpositionen zu wählen. Ihr Kalkül sei dabei, dass dieses balancierte Wählen zu einem Resultat führt, das ihnen insgesamt besser erscheint als eines, das die Parteien/Kandidaten ausschließlich einer Couleur umsetzen könnten.

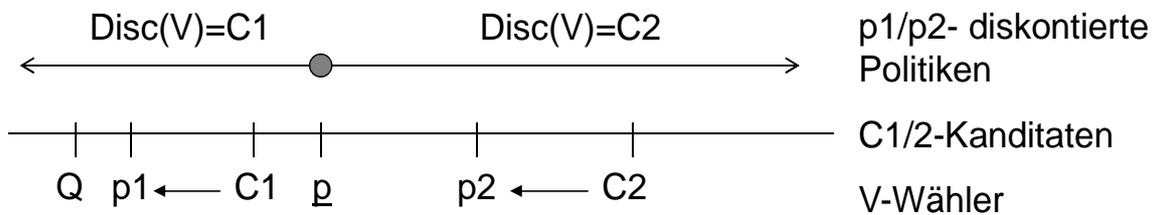
Eine fundamentale Annahme des MWM besteht in der *Eindimensionalität des Politikgegenstandes*, für den die Wähler Präferenzen besitzen. Danach nähern sich Politiker auf einer eindimensionalen Skala, die einen Politikgegenstand (z. B. Links-Rechts- Politik) polarisiert beschreibt, dem Punkt, an dem sich die Wählerpräferenzverteilung halbiert. Theoretisch sind dabei auch mehrdimensionale Politikgegenstände möglich, solange ein Punkt existiert, der sämtliche Verteilungen halbiert (vgl. Davis und Hinich (1966)). In der Realität sind häufig multidimensionale Parteiprogramme anzutreffen, die ein ganzes Bündel an teils zusammenhängenden Positionen beinhalten, die wiederum nicht auf eine Skala projektierbar sind. Dazu kommt, dass Parteien oft eine bestimmte Vorstellung anhaftet (Issue-Voting). So steht die CDU z. B. für ein konservatives Gesellschaftsbild, was dazu führen kann, dass die Wähler in ihr eine höhere Kompetenz in Bezug auf die Sicherheitspolitik vermuten. Auf der anderen Seite könnten sie den Grünen eine höhere Kompetenz in Bezug auf die Umweltpolitik im Allgemeinen zusprechen. Zudem können Parteien entgegen den Annahmen des MWM bestrebt sein, ihr Profil zu pflegen, um sich von anderen Parteien abzusetzen. Der Medianwähler wäre dann nicht mehr das Ziel der Parteien. In der Literatur ist dieser Aspekt auch unter der „salience theory“ bekannt (Feld und Grofman 2001). Wähler brauchen ein genaues Bild von der Position der Parteien/Kandidaten. Sind diese Positionen nicht klar erkennbar, ist es möglich, dass Wähler sich stattdessen an den Unterstützern der jeweiligen Partei (andere Wähler, wie z. B. Spender oder Lobbygruppen) orientieren (Glazer et al. 1989, Aldrich und McGinnis 1989). Die Folge ist, dass sich keine größere Schnittmenge der Kandidatenpositionen ergibt (Owen und Grofman 1996).

Die Annahme der *vollständigen Information* bezieht sich auf die Wahrnehmung der Politiker und der Wähler gleichermaßen. Wähler können durch Politikpositionen der Kandidaten und generelle persönliche Parteipräferenzen voreingenommen sein. Dabei können vergangene Erfolge einer Partei, frühere Parteipositionen oder die Leistungen aktueller Amtsinhaber einer Partei verzerrend wirken (Fiorina 1981, Adams 2000, 2001a, b). In Bezug auf das Wählerkalkül sind in der Literatur neben dem MWM noch das Discounting- und das Directional-Modell zu nennen.³¹ Ersteres nimmt an, dass Wähler den Aussagen von Politikern/Parteien nicht vollständig trauen. Sie „diskontieren“ deren

³¹ Eine Übersicht über das Nähe-, das Directional- und das Discounting-Modell mit einer Gegenüberstellung und einem empirischen Vergleich wird von Tomz und Houweling (2008) gegeben.

Versprechen in einer Form, von der sie annehmen, dass sie die Politiker im Falle eines Gewinns zur Umsetzung wählen. Formal wird diese Annahme unter Voraussetzung der Gültigkeit des Rational-Choice-Ansatzes in Abbildung 6 wiedergegeben.

Abbildung 6: Formale Darstellung des Discounting-Modells

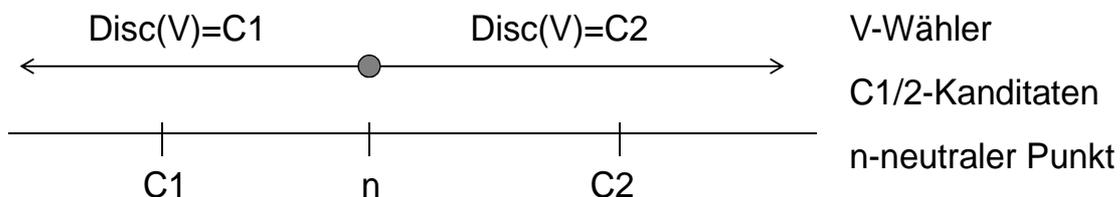


(Quelle: Tomz and Houweling 2008, S. 306, geändert)

In Abbildung 6 wird mit Q der Status quo der aktuellen Politik angegeben. Der Diskontierungsfaktor α liegt zwischen $[0,1]$. Die Mitte zwischen den Politikresultaten in Abhängigkeit von der Wahl der Kandidaten wird mit $p=(p1+p2)/2$ angegeben, wobei $p1=\alpha Q+(1-\alpha)c1$ und $p2= \alpha Q+(1-\alpha)c2$ die Politik als gewichteten Durchschnitt der Kandidatenpositionen und des Status quo ausdrückt. Wähler, die sich in ihrer Einschätzung links von p befinden, optieren für den Kandidaten C1. Wähler, die sich in ihrer Einschätzung rechts von p befinden, optieren für den Kandidaten C2.

Ein weiteres Modell zur Erklärung der Beziehung zwischen Politiker und Wähler ist das genannte Directional-Modell (Abbildung 7). Danach sind politische Fragen generell zweiseitig und Wähler stimmen für den Kandidaten, der auf ihrer Präferenzseite (Richtung) steht. Die Distanz ist hier nicht mehr ausschlaggebend. Entscheidend ist der neutrale Punkt zwischen den beiden Kandidaten C1/2, der nicht dem Status quo entsprechen muss.

Abbildung 7: Formale Darstellung des Directional-Modells



(Quelle: Tomz und Houweling 2008, S. 306, geändert)

Formal haben Rabinowitz und Macdonalds (1989) diese Auswahlregel als Produkt in Form von $(v-n) \cdot (c-n)$ mit n als neutralem Punkt dargestellt. Ist die Ungleichung $(v-n) \cdot (c_1-n) > (v-n) \cdot (c_2-n)$ gültig, dann ist c_1 die bessere Wahl. Es ist durchaus möglich, dass Kandidaten nicht nur an der Maximierung der Wählerstimmen, sondern auch an der tatsächlichen Umsetzung von Parteipolitik interessiert sind. Das könnte u. a. darin begründet sein, dass sie sonst nicht aufgestellt werden würden (Chappell, Keech (1986) und Enelow, Hinich (1990)).

Die kritische Reflexion hat gezeigt, dass das MWM nach Downs (1957) zusammen mit seinen restriktiven Annahmen kaum haltbar ist. Dennoch kann die Analyse des Modells bei veränderten Annahmen durchaus einen hilfreichen Beitrag zur theoretischen Erklärung der gesellschaftlichen Nachfrage bzw. zur Erklärung des Zusammenhangs zwischen Wähler- und Kandidatenverhalten (Politiker/Parteien) liefern. Hier sei an die umfangreiche empirische Literatur erinnert, in der das MWM, u. a. mit relativierten Annahmen, nicht pauschal abgelehnt wird.³² Ein Zusammenhang zwischen einem hypothetischen Medianwähler und den Ausgaben für ein öffentliches Gut kann nicht vollständig ausgeschlossen werden.

2.4 Ansatz zur Systematisierung des Potentials von SCEs

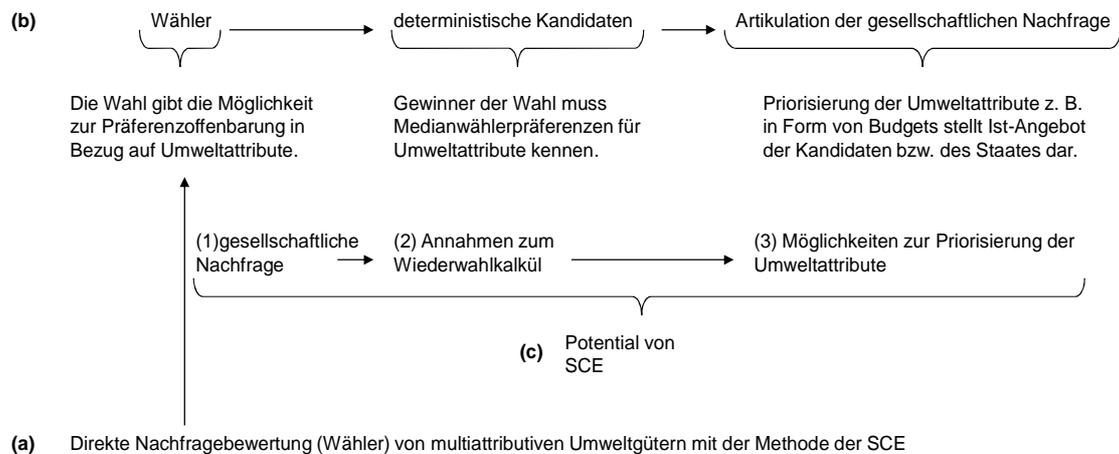
Die vorherigen Abschnitte geben ein Grundverständnis dafür, inwieweit Wahlen innerhalb einer repräsentativen Demokratie über Quantität und Qualität der Bereitstellung von öffentlichen Gütern entscheiden können. Nach dem MWM (Downs 1959) kann sogar ein stabiles Gleichgewicht erreicht werden, sofern bestimmte – jedoch weitestgehend als unrealistisch zu betrachtende – Annahmen eintreffen.

Für diese Arbeit soll zunächst die Grundüberlegung genügen, dass die gesellschaftliche Nachfrage nach öffentlichen Gütern durch eine demokratische Wahl zum Ausdruck kommen kann. Anhand dieser Überlegung wird ein Modellrahmen geschaffen, der das Potential von SCEs zur Erklärung der gesellschaftlichen Nachfrage nach Umweltqualität, bestehend aus den Umweltattributen Wasserqualität, Bodenqualität, Landschaftsbild, Artenvielfalt und Luft, für diese Arbeit systematisiert.

³² Eine Übersicht zur empirischen Evidenz des MWM ist bei Mueller (2003 S. 234 ff) zu finden. Aktuelle Daten über den Medianwähler inklusive Längsschnittdaten gibt De Neve (2009).

Kandidaten (Parteien/Politiker) unterliegen einer Budgetrestriktion, die hier vereinfacht durch von den Wählern zu entrichtende Steuern definiert wird. Innerhalb dieses Budgets müssen die Kandidaten, um die Wahl gewinnen zu können, die Umweltattribute Wasserqualität, Bodenqualität, Landschaftsbild, Artenvielfalt und Luft des Umweltgutes Umweltqualität auf Grundlage der erwarteten Wählerpräferenzen gewichten (priorisieren). Die Priorisierung ist somit abhängig von den Annahmen über die Präferenzen des Wählers und dem Kalkül des Kandidaten, die Wahl zu gewinnen.

Abbildung 8: Analytischer Rahmen zum Aufzeigen des Potentials von SCEs



(Eigene Darstellung)

Abbildung 8 illustriert den Rahmen, innerhalb dessen das Potential von SCEs aufgezeigt werden kann: Die empirische Aufdeckung der Wählerpräferenzen mit der Methode der SCEs stellt die gesellschaftliche Nachfrage nach multiattributiven Umweltgütern dar (a). Im oberen Teil der Abbildung (b) ist die polit-ökonomische Überlegung, nach der eine demokratische Wahl die gesellschaftliche Nachfrage ausdrückt, noch einmal in drei Schritte gegliedert. Zwischen dem empirischen Teil (a) und dem theoretischen Teil (b) sind drei Einzelschritte aufgeführt, anhand welcher das Potential von SCEs (c) aufgezeigt werden kann:

(1) Wähler wählen den politischen Kandidaten, der ihren Präferenzen hinsichtlich multiattributiver Umweltgüter entspricht. SCEs versuchen diese Präferenzen empirisch zu offenbaren. Eine Analyse, inwiefern SCEs überhaupt in ihrer Form als

Umweltbewertungsinstrument dazu geeignet sind, Präferenzen zu offenbaren, liefert einen ersten Einblick in ihr Potential zur Erklärung gesellschaftlicher Nachfrage.

(2) Die Präferenzen der Kandidaten selbst werden nicht empirisch untersucht, ihnen wird stattdessen – in Abhängigkeit von den beobachteten Wählerpräferenzen – deterministisches Verhalten unterstellt. Dieses wird hier als politisches Kalkül definiert. Dabei bleibt zu fragen, inwieweit die Form der offenbarten Nachfrage aus den mit SCEs erhobenen Wählerpräferenzen ein deterministisches Politikerkalkül abzuleiten erlauben.

(3) Da Umweltgüter aus verschiedenen Umweltattributen bestehen können, die wiederum verschiedene Umweltziele darstellen, wird gefragt, wie bei knappen öffentlichen Budgets diese einzelnen Umweltziele priorisiert werden können. Es ist zu prüfen, wie es mit der durch SCEs aufgedeckten gesellschaftlichen Nachfrage möglich ist, die tatsächliche Umweltattributpriorisierung analytisch aufzuzeigen.

In den nachfolgenden Kapiteln wird auf die genannten Schritte im Einzelnen eingegangen.

3. Einordnung von Stated-Choice-Experiments

In der umweltökonomischen Forschung als Teildisziplin der Volkswirtschaftslehre nehmen die Methoden zur Umweltbewertung eine besondere Rolle ein. Aufbauend auf Annahmen, wie z. B. der Nutzenmaximierung (vgl. 2.1), müssen sie dafür geeignet sein, Güter zu bewerten, für die es keinen unmittelbar beobachtbaren Markt gibt. Obwohl man von einer methodenimmanenten Ergebnisgenauigkeit ausgehen muss, liegt der Nutzen dieser Methoden in der Bereitstellung von Informationen über die gesellschaftlichen Kosten von umweltrelevanten Entscheidungen und den entsprechenden Nutzen- bzw. Austauschereffekten. Inwiefern SCEs geeignet sind, die Präferenzen für Umweltgüter zu aufzudecken, um z. B. eine Nachfrage zu identifizieren, soll in diesem Kapitel erörtert werden. Dazu wird zunächst ein allgemeiner Überblick über die ökonomischen Umweltbewertungsmethoden gegeben (3.1), wobei der Fokus auf der Einordnung der direkten Umweltbewertungsmethoden als Instrument zur Nachfrageidentifikation liegt. Vor diesem Hintergrund wird in (3.2) eine kritische Würdigung von SCEs und deren Eigenschaften vorgenommen. Das Kapitel schließt mit einer Übersicht (3.3) zu direkten Nachfragestudien für das multiattributive Umweltgut „Grünland“.

Kurzzusammenfassung des dritten Kapitels:

SCEs sind als Instrument der direkten Nachfragebewertung klassifiziert, d. h., bei dieser Methode wird der Nutzen einer Maßnahme bei den Betroffenen direkt erfragt. Gegenüber anderen Methoden wie z. B. der kontingenten Bewertung ist sie in Hinblick auf die Marktanalogue als überlegen einzuordnen, da der Proband zwischen Alternativen wählen darf. Davon unberührt bleibt ihr hypothetischer Charakter, der durch den Unterschied zwischen der tatsächlichen Situation und der Befragungssituation zum Ausdruck kommt. Der hypothetische Charakter hat aber den Vorteil, dass explizit sowohl Nutzenmotive als auch Existenzwerte berücksichtigt werden können. SCEs profitieren hierbei von der Darstellung der einzelnen Attribute, die eine gesonderte Bewertung der einzelnen Nutzenmotive erlaubt. Ein Forschungsüberblick zeigt zudem, dass die Methode – bei wachsender Anzahl von SCEs-Studien – vielfach angewandt wird.

3.1 Überblick zu den Methoden der umweltökonomischen Bewertung³³

Einer umweltökonomischen Bewertung liegt der Gedanke zugrunde, einer identifizierten Leistung einen ökonomischen Nutzenwert – im Idealfall in Form eines monetären Wertes – zuzuordnen. Grundsätzlich besteht dabei die Möglichkeit, angebotsseitig oder nachfrageseitig vorzugehen. In Abbildung 9 wird ein allgemeiner Überblick über die angewandten Methoden gegeben:

Abbildung 9: Methoden der ökonomischen Bewertung

	Angebotsseite:		Nachfrageseite:
Direkt:	i) Schadenskosten: - Reparaturkosten, z. B. Renaturierung - Ersatzkosten, z. B. Klärwerk ...	Stated Preferences: attributive Ansätze	i) Contingent Valuation ii) Contingent Rating iii) Contingent Ranking iv) Stated Choice Experiments v) Best-Worst Scaling
Indirekt:	i) Vermeidungskosten: - Alternativkosten - Abwehrkosten, z. B. Lärmschutz - Ausweichkosten, z. B. Umzug ...	Revealed Preferences:	i) Spatial Discrete Choice Modelling ii) Hedonic Pricing, z. B. Wohnungsmarkt iii) Reisekosten

(Eigene Darstellung)

Auf der **Angebotsseite** können die Methoden in Schadenskosten und Vermeidungskosten unterteilt werden. Letztere stehen in keinem unmittelbaren Bezug zu Umweltschäden und sind deshalb in Abbildung 9 als indirekter Ansatz aufgeführt. **Vermeidungskosten** setzen an den Aktivitäten an, die zu den Umweltbeeinträchtigungen führen. Die theoretische Grundlage des Vermeidungskostenansatzes liegt in der Substitutionsbeziehung zwischen privaten Gütern und Umweltgütern.³⁴ Dabei wird angenommen, dass sich die Wertschätzung für Umweltgüter über die Ausgaben für private Güter approximieren lässt. Dabei können zum Beispiel die Kosten der Installation einer Filteranlage für Trinkwasser

³³ Dieses Kapitel (3.2) ist mit Änderungen bereits im Methodenkapitel des Gutachten-Vorstudie Bewertung der Ökosystemdienstleistungen von HNV-Grünland (2010) veröffentlicht (Autoren: Matzdorf, B., Reutter, M. und Hübner C.).

³⁴ Vgl. Schmitz (2007 S. 42 ff).

herangezogen werden: Die Filteranlage vermeidet eventuelle Krankheitskosten durch verunreinigtes Wasser. Grossmann (1972) führte den Ansatz als einer der ersten in der Gesundheitsökonomie ein. Weitere Anwendungen sind bei Harford (1984) und Watson, Jaksch (1982) zu finden. Die Vermeidungskosten stellen den hypothetisch vermiedenen Schaden dar, welcher wiederum durch Ausweich-, Abwehr- oder Alternativkosten approximiert werden kann. Im Gegensatz zu den Vermeidungskosten stehen die **Schadenskosten** in einem unmittelbaren Bezug zu Umweltschäden. Hierbei werden zwar keine hypothetischen Annahmen getroffen, jedoch muss eine unmittelbare Schadensfunktion erfasst werden, was wiederum mit Unsicherheiten behaftet ist. Es müssen tatsächliche Marktpreise für die Schäden ermittelt werden, beispielsweise Reparaturkosten, die mit einer Renaturierung nach einem Umweltschaden verbunden sind, oder Ersatzkosten, die infolge der Installation eines Klärwerks zur Reinigung von Wasser entstehen.

Auf der **Nachfrageseite** wird indes tatsächliches Marktverhalten direkt oder indirekt beobachtet. Beim **direkten Fall** handelt es sich um **Stated-Preference-Methoden**, bei denen Individuen einen konkreten Umweltzustand direkt bewerten. Die wohl bekannteste Methode der Stated Preferences ist die **kontingente Bewertung** (Contingent Valuation), bei der den Individuen ein kontingenter Umweltzustand zur ökonomischen Bewertung vorgelegt wird. Im Vergleich zu den indirekten Ansätzen können hiermit auch Nicht-Nutzen-Werte explizit berücksichtigt werden (siehe Krutilla 1967). Erste Anwendungen dieser Methoden stammen von Davis (1963), Bohm (1972) und Randall et al. (1974). Die Individuen können hier über ein Zahlungsverkehrsmittel ihre Präferenzen offenbaren, welches anschließend zur Berechnung der Zahlungsbereitschaft für konkrete Umweltzustände dient.³⁵ Der kontingente Ansatz besitzt dabei eine Vielzahl von Facetten: Beim **Contingent Ranking** wird der Befragte zum Beispiel aufgefordert, seine Präferenzalternativen in einer Reihenfolge zu ordnen. Dabei kann auch eine Status-quo-Option Bestandteil sein. Im

³⁵ Schmitz K. (2007 S. 64) zählt z. B. sechs verschiedene Zahlungsverkehrsmittel auf: (i) Auktionsmethode – es werden steigende Werte angeboten bis der Proband aussteigt. (ii) Offene Frage – Proband äußert einen Wert. (iii) Einfache dichotome Fragen – ein zufälliger Wert wird dem Probanden zur Entscheidung vorgelegt. (iv) Doppelt dichotome Fragen – der zufällige Wert wird hinsichtlich der vorausgehenden Entscheidung des Probanden verringert oder erhöht. (v) Zahlkartenmethode – der Proband wählt aus einem Set mit möglichen Werten einen aus. (vi) Mehrfach begrenzte polytome Fragen – entspricht der Zahlkartenmethode, jedoch wird zusätzlich die Sicherheit im Entscheidungsverhalten abgefragt.

Contingent Rating wird der Befragte aufgefordert, anhand einer vorgegebenen Skala Präferenzalternativen zu ordnen.³⁶

Als neuer Ansatz der Stated-Preferences-Methoden gewinnen die sogenannten **Stated Choice Experiments** (SCEs) zunehmend an Bedeutung (siehe Kanninen 2007, Hensher et al. 2005, Louviere et al. 2000).³⁷ Im Unterschied zur kontingenten Bewertung wird bei ihnen kein kontingenter Umweltzustand bewertet, sondern ein durch Attribute (z. B. Wasser, Boden) charakterisierter Umweltzustand (Hanley et al. 1998), wobei die einzelnen Attribute wiederum unterschiedliche Ausprägungen, d. h. Zustände besitzen können. Hierdurch ergibt sich für Entscheider eine differenziertere Bewertungsgrundlage als das bei kontingenten Bewertungen möglich ist. Das **Best-Worst-Scaling** ist ein „noch“ neueres Instrument zur Analyse von Präferenzen, das gegenwärtig vor allem in der Gesundheitsökonomie und dem Produktmarketing verwendet wird (siehe Jaeger et al. 2008, Flynn et al. 2007, Marley, Louviere 2005 und McIntosh, Louviere 2002). Den Befragten wird dabei nur eine Alternative zur Bewertung vorgelegt, die aus verschiedenen Attributen mit unterschiedlichen Ausprägungen besteht. Sie können sich dann für jeweils ein Attribut entscheiden, das ihnen im Vergleich zu den anderen Attributen in der gegenwärtigen Ausprägung am besten gefällt und für ein Attribut, das ihnen in der gegenwärtigen Ausprägung überhaupt nicht gefällt.

In Abbildung 10 sind die drei direkten Nachfragebewertungsmethoden noch einmal an einem Beispiel gegenübergestellt. Die fiktive Aufgabe für Probanden ist es einen Wald zu bewerten. Hierzu können Sie z. B. bei einer kontingenten Bewertung, den Wald illustriert auf einer Karte bestehend aus Bäumen und Tieren als Ganzes zu einem bestimmten Preis annehmen oder ablehnen.³⁸ Die Entscheidungen können dann nicht hinsichtlich der

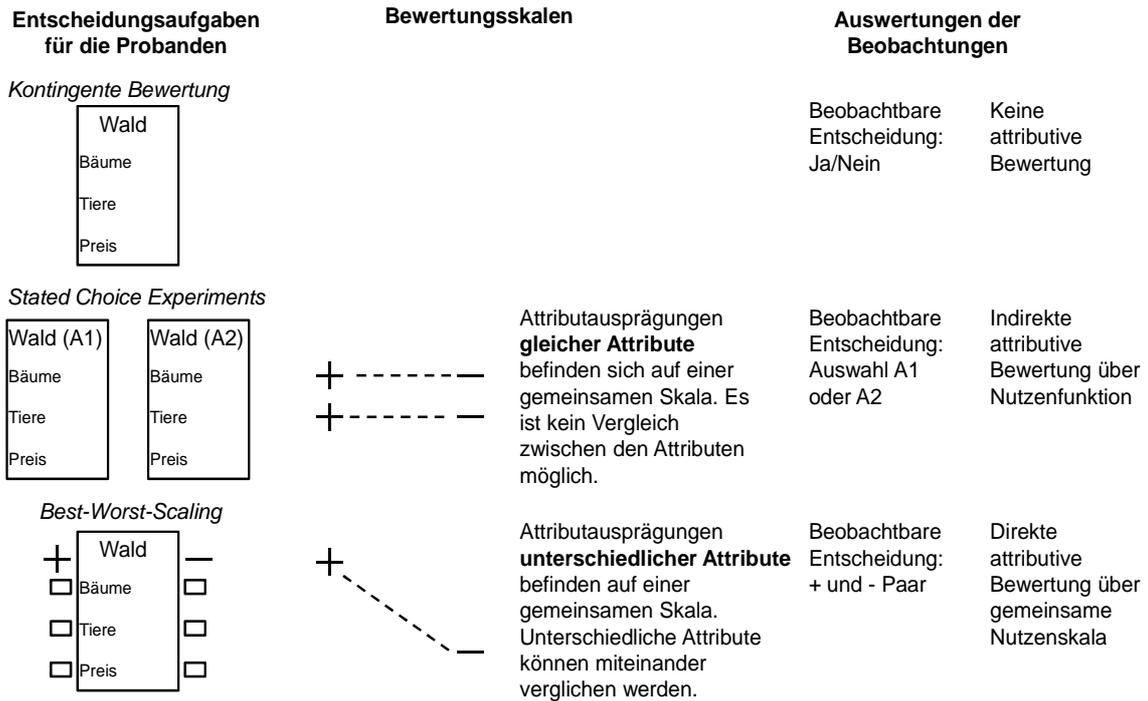
³⁶ Eine detaillierte Übersicht zur kontingenten Bewertung ist u. a. in Venkatachalam (2004) zu finden.

³⁷ Die Methode ist in Hinblick auf die Umweltbewertung als relativ neu zu bewerten. In der Verkehrsökonomie und dem Marketing ist sie hingegen etabliert vgl. Ben-Akiva und Lerman (1985), MacFadden (2000), Hensher et al. (2005). Ein ebenfalls neues Anwendungsfeld für SCEs ergibt sich gegenwärtig in der Gesundheitsökonomie (Flynn et al. 2008). In der Literatur sind sehr unterschiedliche Begriffe für SCEs zu finden. So meinen die häufig benutzten Begriffe SCEs, Choice Experiments, Conjoint Choice Experiments und Discrete Choice Experiments das Gleiche. SCEs dürfen aber nicht mit der Conjoint-Analyse verwechselt werden, welche im Gegensatz zu den Stated Choice Experiments nicht über ein ökonomisches Nutzenkalkül ableitbar ist (Alriksson und Oberg 2008). Eine Gegenüberstellung von Conjoint-Methode und SCEs ist in Harth (2006) zu finden.

³⁸ Die konkrete Aufgabenstellung in der kontingenten Bewertung kann auch anders gestellt werden, wie die Ausführungen zuvor gezeigt haben. Hier wird für den Vergleich zu den anderen direkten Nachfragebewertungen eine einfache Ja/Nein Entscheidung unterstellt.

Attribute Bäume oder Tiere, sondern nur in Hinblick auf den Gesamtwert des Waldes ausgewertet werden. Im SCEs können die Probanden mehrere alternative Walddarstellungen miteinander vergleichen und eine auswählen (siehe SCEs Alternativen in Abbildung 10). Den Probanden werden verschiedene Ausprägungen der Attribute (Bäume, Tiere), die die Alternativen unterscheiden, gezeigt. Der Proband vergleicht die Attributeausprägungen der einzelnen Alternativen und bildet damit für jedes Attribut eine Bewertungsskala (siehe horizontale Bewertungsskalen für SCEs in Abbildung 10). Hierdurch kann im Anschluss jedes Attribut bewertet werden. Es können aber keine unterschiedlichen Attribute miteinander verglichen werden, wie z. B. Baum mit Tier. Durch die Annahme einer Nutzfunktion, können die Attribute aber indirekt durch eine Substitutionsbeziehung zueinander bewertet werden. Beim Best-Worst-Scaling wird dem Probanden nur eine Alternative vorgelegt, die ebenfalls durch Attribute charakterisiert ist. Hier müssen die Probanden, durch die Art der Entscheidungsaufgabe, ein Attribut wählen, das ihnen in der gegenwärtigen Ausprägung im Vergleich zu den anderen Attributen am besten gefällt und eines, das ihnen im Vergleich zu den anderen am schlechtesten gefällt (Kästchen links und rechts der Best-Worst-Scaling Alternative in Abbildung 10). Hat der Proband seine Entscheidungen gefällt, so muss er auch eine direkte Bewertungsskala über die Attribute hinweg gebildet haben. Der Proband vergleicht nämlich keine gleichen Attribute miteinander, sondern die Ausprägungen der verschiedenen Attribute, wodurch sich eine Bewertungsskala ergibt, die die verschiedenen Attribute miteinander verbindet (siehe diagonale Bewertungsskalen für das Best-Worst-Scaling in Abbildung 10).

Abbildung 10: Gegenüberstellung Direkte Nachfragebewertungsmethoden



(Eigene Darstellung)

Im Vergleich zur kontingenten Bewertung, welche einen vollständigen Zustand durch Entscheidungen bewertet, und dem SCEs, in denen attributive Zustände bewertet werden, steht beim Best-Worst-Scaling die Entscheidung für ein bestimmtes Attribut im Vordergrund, ohne dass dabei der Gesamtzustand vernachlässigt wird. Der Proband bewertet letztlich direkt auf einer Skala, die sämtliche Attribute enthält. Dadurch ist das Best-Worst-Scaling den SCEs und der kontingenten Bewertung in der Präferenzanalyse theoretisch überlegen (Marley und Louviere 2005).

Im **indirekten Fall** spricht man von **Revealed Preferences**. Dabei handelt es sich um offenbarte Präferenzen, die nachträglich (ex post) unter Annahme eines Marktes ausgewertet werden. Eine populäre Methode der Revealed Preferences ist die **Reisekostenmethode**. Mit der Reisekostenmethode wird versucht über die individuellen Kosten, welche bei der Nutzung z. B. eines Freizeitparks anfallen, eine Wertschätzung für eben dieses Objekt zu ermitteln. Als theoretische Begründung für die Reisekostenmethode dient die Annahme, dass der Nutzen eines Reiseziels mindestens so groß sein muss wie die zu seiner Erreichung aufgetragenen Kosten. Hotelling (1949) stellte diesen Zusammenhang

in Bezug auf die Nutzung eines Erholungsparks auf. Die Reisekosten der Besucher, deren Anfahrtstrecke, der Eintrittspreis und die Häufigkeit der Besuche von z. B. Nationalparks dienen dabei als Approximationsgrößen zur Ableitung einer Nachfragefunktion, die wiederum Aufschluss über die Konsumentenrente gibt. Die Idee des **Hedonic Pricing** – eines weiteren indirekten Ansatzes – besteht darin, dass Immobilien mit vergleichbarer Qualität, aber mit unterschiedlichen Standorten und zu unterschiedlichen Preisen in eine Beziehung gesetzt werden. Die unterschiedlichen Preise entsprechen dabei unterschiedlichen Standortcharakteristika, so dass die Reaktion der Befragten Aufschluss über die Zahlungsbereitschaft für Umweltqualität gibt. Rosen (1974) und Freeman (1974) stellten diese Beziehung unabhängig voneinander als erste dar. Das **Spatial Discrete Choice Modelling** ist dem Hedonic Pricing im Ansatz ähnlich, mit dem Unterschied, dass sich die Präferenzanalyse auf Reiseentscheidungen bezieht, wobei die Umgebungsattribute explizit als erklärende Variablen dienen (vgl. Ebertz 2009).

3.2 Kritische Würdigung von SCEs

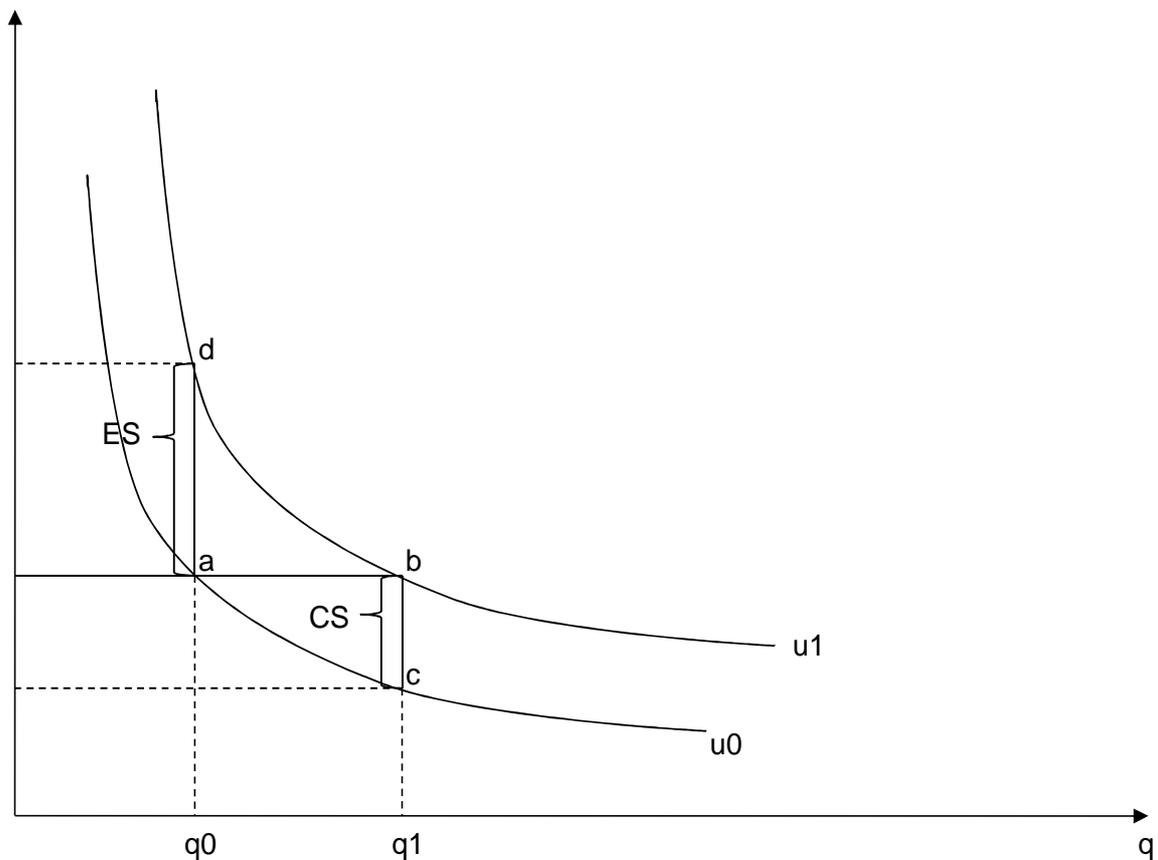
Da im Rahmen dieser Arbeit SCEs empirisch angewendet werden, soll im Folgenden näher auf die direkten nachfrageseitigen Umweltbewertungsmethoden mit artifiziellem Charakter (Stated Preferences) eingegangen werden.

Grundsätzlich unterscheiden sich die Stated-Preference-Methoden hier von den anderen Methoden dadurch, dass sie den Befragten mit artifiziiellen Umweltsituationen konfrontieren, also einen Markt für Umweltgüter simulieren, auf dem Konsumenten Entscheidungen tätigen. Die theoretische Grundlage für die Präferenzbildung auf dem künstlichen Markt ist wiederum mit den Annahmen des neoklassischen Verhaltenskalküls (vgl. Abschnitt 2.1) zu erklären. Im Vergleich zu einer Untersuchung über private Güter ist die Nutzenmessung der Umwelt über Nachfragefunktionen im Sinne einer Marshallschen oder Hickschen Nachfragefunktion, bei denen der Preis den Ausschlag für Nutzenänderungen gibt, jedoch nicht unmittelbar möglich (Freeman 1994 und Cansier 1996).³⁹ Der Grund liegt darin, dass Umweltgüter partiell reine öffentliche Güter (vgl. 2.2) sein können, für die es keinen Marktpreis gibt. Folglich orientiert sich der Nutzen eines

³⁹ Die folgenden Ausführungen entsprechen dem Vorgehen von Muthke (2002 S. 16) und Freeman (1994 S. 83).

Umweltgutes für ein Individuum an seiner Qualität oder seiner Menge, worauf der Einzelne wiederum keinen Einfluss hat. Um den Nutzen dennoch zu erfassen, wird von einer hypothetischen (artifiziiellen) Umweltänderung ausgegangen. Dass sich aus dieser Analyse der kompensierenden Hicschen-Nachfragefunktion ähnliche Wohlfahrtsmaße ableiten lassen, zeigt die untere Abbildung am Beispiel des Konsums eines Umweltgutes.

Abbildung 11: Nutzen aus Naturschutz am Beispiel von "compensation surplus" (CS) und "equivalent surplus" (ES)



(Quelle: Cansier (1996) S.92, geändert)

In Abbildung 11 wird angenommen, dass neben dem Umweltgut q auch private Güter konsumiert werden und das Einkommen x , da das Umweltgut via Definition nichts kostet, vollständig für den privaten Konsum verwendet wird. Zudem ist der Preis für das private Gut auf 1 normiert. Die maximale Zahlungsbereitschaft für eine Umweltverbesserung leitet sich wie folgt ab: Ausgehend von einem Umweltzustand q_0 und einem Einkommen in der Höhe m ergibt sich im Punkt a das Nutzenniveau u_0 . Verbessert sich nun der Umweltzustand auf q_1 , wird das Einkommen des Individuums nicht tangiert, stattdessen

entsteht mit Punkt b ein neues Nutzenniveau u_1 . Die Differenz $m - m' = CS$ spiegelt dann die maximale Zahlungsbereitschaft (Willingness to Pay (WTP)) für eine Umweltverbesserung wider. Alternativ besteht nun auch die Möglichkeit, den Nutzen der Umweltverbesserung aus dem Güterbündel d abzuleiten, welches denselben Nutzen wie b enthält. Dabei müsste der Nutzen eines Verzicht auf die Umweltverbesserung betrachtet werden, die sich aus der Differenz $m' - m = ES$ ergibt. Die Differenz ist auch als Willingness to Accept (WTA) bekannt. Eine identische Herleitung der ES- und CS-Größen ergibt sich für den Fall einer Umweltverschlechterung.

In Abbildung 11 ist die WTA höher als die WTP, was in der empirischen Praxis ein häufig zu beobachtendes Phänomen ist. Als ökonomische Begründung lässt sich diesbezüglich der Einkommenseffekt anführen. Danach sind die Grenzzraten der Substitutionen (Steigung der Indifferenzkurven) zu vergleichen, welche im Punkt d höher sind als in Punkt a (vgl. Abbildung 11). Da das Nutzenniveau mit steigendem Einkommen zunimmt, ist der Grenznutzen des Einkommens positiv. Der Gesamtnutzen aus monetärem Einkommen und Umweltqualität ist höher. Die Identität von WTP und WTA hängt also von der Einkommenselastizität ab. Ist sie für das Umweltgut gleich Null, dann sind WTP und WTA identisch. Hanemann (1991) hat diesbezüglich auch die Substitutionselastizität zwischen einem Umweltgut und anderen privaten Gütern betrachtet und festgestellt, dass sich die WTA und die WTP annähern, wenn das Umweltgut zunehmend durch andere Güter substituierbar ist.

Eine aus der Psychologie stammende theoretische Begründung zur Erklärung des Unterschiedes zwischen WTA und WTP lautet, dass Menschen Gegenständen, die sie besitzen, im Falle eines Verlustes einen höheren Wert zuweisen als Gegenständen, die sie nicht besitzen. Dieser Effekt ist auch als „Endowment Effekt“ bekannt. Kahneman und Tversky analysierten ihn im Rahmen ihrer „Prospect Theory“ (1979).

Ausschlaggebend für die Wahl des Ansatzes – WTA oder WTP – für die Umweltbewertung ist die Frage der Eigentumsrechte am Status quo des Umweltgegenstandes. Im Rahmen des Befragungsdesigns von SCEs besteht prinzipiell die Möglichkeit, den Probanden gleichzeitig kostenverursachende Alternativen, die eine Verbesserung (WTP) des Status quo darstellen, und kostenerstattende Alternativen (WTA), die eine Verschlechterung des Status quo darstellen, zu offerieren. Es gibt jedoch nur wenige Studien, die diese Form der Alternativwahl aufweisen (siehe Lanz et al. 2009, Hanley et al. 2008 und Li et al. 2004).

Weitere Probleme, die grundsätzlich in einem Zusammenhang mit der Präferenzoffenbarung auf artifiziellen Märkten stehen, sind der „Embedding Effekt“, welcher die fehlende Sensitivität für den Umfang der Bereitstellung eines Umweltgutes beschreibt. Als Begründung wird in der Literatur u. a. der „Warm Glow“-Effekt diskutiert. Danach ziehen Probanden ausschließlich aus der Offenbarung einer Zahlungsbereitschaft an sich einen Nutzen, unabhängig von der tatsächlichen Umweltänderung (Schmitz 2007, S. 72).

Entscheidend für die Messung von Nutzenfunktionen (vgl. u_0 und u_1 Abbildung 11) ist auch die Frage, inwiefern sich ein solcher hypothetischer Markt für den Zustand eines Umweltgutes wie z. B. q_1 in Abbildung 10 konstruieren lässt. Der artifizielle Ansatz beabsichtigt die Simulation eines Marktes, der die Analyse von Entscheidungen ermöglicht, die auf keinem expliziten Markt getroffen werden. Das Kalkül dieser Methoden (u. a. SCEs) zielt deshalb darauf ab, durch Nachahmung einer möglichst realistischen Marktsituation ein möglichst realistisches Verhalten und somit möglichst genaue Präferenzen zu erhalten. Die Qualität der Methode muss also an ihrer Fähigkeit gemessen werden, Märkte so gut wie möglich zu simulieren.

Kontingente Bewertungen beschreiben Umweltgüter als ganze, undifferenzierte (kontingente) Güter, für die im Falle einer Verbesserung durch Politikmaßnahmen gezahlt werden kann (WTP) oder im Falle einer Verschlechterung eine Kompensationen (WTA) erfolgen könnte. Der Markt wird dabei insofern simuliert, dass Probanden jeweils ein entsprechendes Angebot gemacht wird. SCEs dagegen erlauben ein Auswahlangebot, in dem zwischen zwei, drei oder mehr Umweltgütern gewählt werden kann, die jeweils durch unterschiedliche Attribute mit verschiedenen Ausprägungen charakterisiert sind. Die Marktanalogue der SCEs ist daher größer als bei der kontingenten Bewertung, da der Proband zwischen verschiedenen Umweltgütern auswählen kann (wie er in einem Eisladen zwischen verschiedenen Eissorten wählen kann) und im Falle, dass eines der Umweltgüter den Status quo abbildet, der Änderung des Umweltgutes nicht zustimmen muss (er muss nicht zwangsläufig etwas kaufen). Hieraus ergibt sich in Bezug auf das Kriterium der Marktanalogue eine methodische Überlegenheit für die Anwendung der SCEs im Vergleich zur Kontingenten Bewertung.

Setzt man das Gütekriterium der Marktanalogue für direkte artifizielle Umweltbewertungsmethoden ein, muss jedoch hinterfragt werden, ob die Verwendung von Preisen aus dem realen privatwirtschaftlichen Markt, also die Unterstellung einer perfekten

Preisbildung, diesem Kriterium entspricht. Ausgangspunkt für diese Überlegung ist, dass ein Konsument im Idealfall bei gegebenem Preis die Menge eines Gutes kauft, bei der seine marginale Konsumentenrente Null beträgt. Entspricht der Preis der maximalen Zahlungsbereitschaft des Konsumenten, so ist die Konsumentenrente maximiert und dem ökonomischen Kalkül genüge getan. Hampicke (2003) weist darauf hin, dass sich Konsumenten nur selten in einer privatwirtschaftlichen Marktsituation befinden, die so genau (Güter sind so weit teilbar, dass sie exakt zu einer marginalen Konsumentenrente von Null führen) kalkulierbar ist.

3.3 Fallstudienübersicht über Nachfragebewertungen bei Studien mit Grünlandbezug

Wie gezeigt, ist die direkte Nachfragebewertung der Umwelt mit einer Reihe teils schwerwiegender Annahmen behaftet. Die Ergebnisse aus kontingenten Bewertungen und vor allem SCEs bieten der Politik jedoch umfassende Informationen, um Umweltgüter trotz knapper steuerfinanzierter öffentlicher Budgets effizient bereitzustellen. Im Folgenden ist deshalb eine Fallstudienübersicht über direkte Nachfragebewertungen bei Studien mit Grünlandbezug aufgezeigt. Ziel dieser Übersicht ist es, einen Eindruck davon zu vermitteln, welche Informationen zu Umweltgegenständen (hier am Beispiel von Grünland) bereits verfügbar sind. Zudem zeigt die Übersicht einen zunehmenden Trend hin zur Anwendung von SCEs. Das Beispiel Grünland eignet sich insofern, als dass damit multiattributive Eigenschaften verbunden sind, wie sie auch innerhalb von SCEs in dieser Arbeit untersucht werden.

Das Hauptkriterium für die Auswahl der Studien war, dass der bewertete Umweltgegenstand (z. B. Renaturierungsmaßnahmen oder Nationalparksanierung) einen geografischen Bezug zu Grünland hat. Den Ausgangspunkt für die Studienübersicht bilden bestehende Archive und Übersichten über direkte Nachfragebewertungsstudien inklusive der „grauen Literatur“. Studien für Kontinentaleuropa sind kaum einheitlich und transparent aufgeführt. Erste Ansätze für den deutschsprachigen Raum (Deutschland und Österreich) sind in Meyerhoff et al. (2007 S. 311-316), die in ihrer Zusammenstellung auf insgesamt 79 Studien kommen, zu finden. Diese Übersicht ist sehr allgemein gehalten und deckt eine breite Palette bewerteter Umweltgüter aus dem städtischen und ländlichen

Raum ab. Ein Großteil der Studien stützt sich dabei auf die Methode der kontingenten Bewertung, wobei bereits zunehmend ein Trend hin zur Umweltbewertung mit SCEs zu beobachten ist (vgl. Borresch et al. 2009, Liebe et al. 2006 und Schmitz et al. 2003). Aus der Perspektive der nicht marktgängigen Leistungen im Sinne des Multifunktionalitäts-Ansatzes (vgl. Wüstemann et al. 2008 und Wüstemann 2007) bieten Plankl et al. (2010) einen umfassenden Überblick. Hierbei steht die Bereitstellung von Leistungen durch die Landwirtschaft im Vordergrund der Fallstudienauswahl. Für die ökonomische Bewertung von Landschaften als Kulissen mit räumlichen Unterschieden, u. a. für die Bewertung von Grünland im Mittelgebirge, stellt Vowinkel (2005 S.197-198) eine Übersicht zur Verfügung. Hier wird – im Gegensatz zu Meyerhoff et al. (2007), wo die meisten dieser Studien ebenfalls zu finden sind – vor allem die Kulturlandschaft als Gegenstand der Natur herausgestellt. Da eine Einzelbetrachtung der Studien aufgrund der Menge und Individualität wenig sinnvoll ist, werden explizit nur die flächenmäßig größten Studien genannt. Alle weiteren sind in Abbildung 35 im Anhang eingetragen und können im Detail in Tabelle 23 nachgelesen werden.

Hampicke et al. (1991) und Holm-Müller et al. (1991) haben als erste eine Studie für ganz Deutschland vorgenommen, in der sie u. a. nach der Zahlungsbereitschaft für den Artenschutz und die Erholung als Güter fragen, die durch konkrete Maßnahmen der Bevölkerung verbessert werden können. Dabei sind Grünlandmaßnahmen ein Bestandteil. Eine aktuellere Befragung zum Nutzen dieser Güter ist in Angeli et al. (2010) zu finden. Dort wird zusätzlich der Nutzen aus Klimaschutzmaßnahmen und explizit nach dem Nutzen aus Biodiversität durch Grünland gefragt. Weitere umfangreichere Studien sind mit Kämmerer et al. (1996) für ganz Baden-Württemberg und mit Alvensleben und Schleyerbach (1994) für ganz Schleswig-Holstein verfügbar. In Bezug auf eine unmittelbare Bewertung von Grünland als artenreiches Biotop ist Henseleit (2006) zu nennen.

Wie bereits zuvor erläutert, sind die meisten Studien für bestimmte Untersuchungsregionen bzw. -gegenstände abgegrenzt entworfen. Ein Blick auf Tabelle 23 zeigt, welche Leistungen in den Studien mit Grünlandnähe bewertet wurden. In die Bewertung von Kulturlandschaften eingeschlossen, jedoch methodisch kaum vom Begriff Kulturlandschaft zu trennen sind Landschaftsbilder. Daneben zielen viele Studien auch direkt auf Artenvielfalt oder Biodiversität als Untersuchungsgegenstand ab. Von Bedeutung sind auch Fragen der Art und Weise, inwiefern Grünland und Ackerland überhaupt

bewirtschaftet werden sollen. SCEs-Studien nutzen an dieser Stelle ihre attributiven Eigenschaften und berücksichtigen zumeist differenziert alle drei genannten Leistungen (Borresch et al. 2009). Im Hinblick auf die in den Studien erfassten ökonomischen Werte ist, wie in Tabelle 22 (siehe Anhang) separat aufgeführt, zwischen einheimischer und touristischer Bevölkerung zu differenzieren. Ein direkter Vergleich der einzelnen Studien ist mit Ausnahme der von Hampicke (1991) und der Neuauflage der Studie der TU-Berlin nur begrenzt möglich, da dafür ein vergleichbarer Untersuchungsgegenstand notwendig wäre, was aufgrund der Individualität jeder einzelnen Studie nicht möglich ist. Ein weiterer Aspekt, der sich aus der Studienübersicht ergibt, ist durch die Analyse der sozioökonomischen, soziodemographischen und ökologischen Faktoren durch einige Autoren gegeben.

Karkow und Gronemann (2005) z. B. vergleichen die Präferenzen von Berlinern und Touristen auf Rügen und stellen dabei Präferenzunterschiede hinsichtlich artenreicher Äcker fest. Von Interesse ist an dieser Stelle auch, dass es Unterschiede hinsichtlich der Präferenzen von Stadtbewohnern und ländlichen Bewohnern gibt. Nach Wiegand (1996) sind Stadtbewohner für die Pflege und den Erhalt der Kulturlandschaft zahlungsbereiter. Die meisten Studien zielen bei der Analyse der Zahlungsbereitschaft darauf ab, eventuelle sozioökonomische Einflussfaktoren (z. B. Bildung, Einkommen, Alter und Wohnort) zu erfassen.

In nahezu allen Fällen können signifikante Abhängigkeiten von diesen Faktoren gefunden werden. Insbesondere die räumliche Distanz der Probanden zum Untersuchungsgegenstand ist bedeutend (siehe Rommel 2001, Schmitz et al. 2003, Meyerhoff 2004, Muthke 2003). In Bezug auf Grünland hat Henseleit (2006 S. 135 ff) z. B. herausgefunden, dass die räumliche Distanz signifikant mit der Höhe des Bildungsabschlusses steigt. Haushaltsgröße und Alter verhalten sich konträr, da beide Größen zunehmen je geringer die Distanz zum Grünland ist. Dieses Ergebnis ist wenig verwunderlich, da junge und gut ausgebildete Menschen eher in der Stadt wohnen. Ein Zusammenhang zwischen sozioökonomischen und soziodemografischen Variablen sowie den Präferenzen hinsichtlich der Leistungen der Natur wie z. B. der Biodiversität ist deshalb nicht auszuschließen.

4. Modellierung diskreter Entscheidungen

Kapitel vier erarbeitet eine detaillierte Übersicht über die Möglichkeiten der Auswertung von SCEs durch die Discrete-Choice-Modellierung. Hieraus ergeben sich die Voraussetzungen zur Analyse der Möglichkeiten einer Ableitung von gesellschaftlichen Nachfragen unter verschiedenen Annahmen (Wählerpräferenzen). Den Ausgangspunkt bildet eine Übersicht über die Klasse der diskreten Entscheidungsmodelle (4.1). Daran schließt sich eine Darstellung der Regressionstechnik zur Schätzung diskreter Entscheidungsmodelle an (4.2). In 4.3 werden vor diesem Hintergrund die Grenzen der Discrete-Choice-Modellierung analytisch aufgeführt. Das Kapitel schließt mit einer Auswahl von Modellen, die geeignet sind, das Potential von SCEs zur Analyse der gesellschaftlichen Nachfrage unter verschiedenen Annahmen abzubilden (4.4).

Kurzzusammenfassung des vierten Kapitels:

Ein Überblick über die Klasse der diskreten Entscheidungsmodelle verdeutlicht, dass sie systematisch nach den Annahmen über die Modellierung des beobachtbaren Nutzenanteils und den Annahmen über die Modellierung des nicht beobachtbaren Nutzenanteils geordnet werden können. Die Schätzung der Modelle erfolgt mit der Maximum-(Log)-Likelihood-Methode. Probleme können entstehen, wenn komplexe, aber auch sehr flexible Modelle, wie z. B. das Mixed Logit-Modell mit Simulationstechniken geschätzt werden. Die Analyse geeigneter diskreter Entscheidungsmodelle zur Illustration des Potentials von SCEs ergibt, dass homogene Wählerpräferenzen mit dem Multinomialen Logit-Modell und heterogene Wählerpräferenzen mit dem Mixed Logit-Modell geschätzt werden können. Letzteres erlaubt die Darstellung der gesellschaftlichen Nachfrage nach dem Präferenzhomogenitätsgrad der Wähler und die Abschätzung der absoluten Zustimmung zu bzw. der Ablehnung von attributiven Umweltänderungen, wodurch die Nachfrage der Majorität der Probandenentscheidungen identifiziert werden kann. Zusätzlich wird das Heteroskedastische Logit-Modell zum Ausdruck der regional-spezifischen Präferenzheterogenität sowie anderer Verzerrungsfaktoren ausgewählt.

4.1 Discrete Choice Modelling

In Abschnitt 2.1 wurde das Optimierungsproblem nach Lancaster (1966) beschrieben, wobei nicht die Quantität der Güter, sondern die einzelnen Gütermerkmale (Attribute) für die Auswahlentscheidung ausschlaggebend waren. Hierbei ist aber noch nichts darüber ausgesagt worden, wie diese Auswahlentscheidungen ökonomisch zu operationalisieren sind. In der Discrete-Choice-Modellierung wird an dieser Stelle angenommen, dass sich das Individuum ständig zwischen verschiedenen multiattributiven Alternativen entscheidet. Das kann z. B. die Entscheidung sein, ob es morgens mit der Bahn oder mit dem Auto zur Arbeit fährt (zu vergleichende Attribute wären dann z. B. Fahrtzeit und Sitzplätze) oder welche Umweltqualität es bevorzugt (Attribute wären dann u. a. die Wasser- und Bodenqualität). An den Beispielen zeigt sich, woher die Discrete-Choice-Modelle ihren Namen haben: Individuen fällen im statistischen Sinne nämlich diskrete Auswahlentscheidungen. Problematisch sind hier jedoch die impliziten Annahmen der vollständigen Informationen und des rationalen Handelns. Eine Analyse der Auswahlentscheidungen ist aufgrund der Unmöglichkeit, sämtliche entscheidungsrelevanten Informationen zu beobachten, begrenzt.

Es existieren Ansätze zur Handhabung solcher Unsicherheiten, welche in der ökonomischen Nutzentheorie von Marschak (1959) unter dem Begriff „Random Utility Models“ (RUM) eingeführt und zusammengefasst sind.⁴⁰ Grundsätzlich unterteilen sich diskrete Entscheidungsmodelle mit Zufallsnutzen in zwei Kategorien: Entweder kann die Entscheidung des Individuums zufällig sein und der Nutzen deterministisch (1) oder vice versa (2). Ansätze zu Ersterem stammen von Luce (1959) und Tversky (1972). Die zweite Variante steht den Modellannahmen der Neoklassik und Lancaster (1966) und somit auch den SCEs näher, da dort diskrete Auswahlentscheidungen vorausgesetzt werden. Dabei wird angenommen, dass das Individuum immer die Alternative wählt, die den größeren Nutzen (Nutzenmaximierung) verspricht. Der Nutzen an sich wird dabei als Summe aus einem deterministischen (beobachtbaren) und einem stochastischen (unbeobachtbaren) Teil abgebildet. D. h., dass 'inkonsistentes' Entscheidungsverhalten, also ökonomisch nicht

⁴⁰ Weitere Ökonomen neben Marschak (1959) u. a., Manski (1977) und McFadden (1974) adaptierten den Ansatz des Random Utility (Zufallsnutzen) von dem Psychologen Thurstone (1927), der ihn in seinem Aufsatz „Law of Comparative Judgment“ als Erster beschreibt.

erklärbares Verhalten, in Form nicht beobachtbaren Größen⁴¹ berücksichtigt und als Zufallsterm in die Gleichung einfließt:⁴²

$$U_{in} = V_i + \varepsilon_i \quad (4.1)$$

U stellt den wahren, aber nicht eindeutig zu ermittelnden (latenten) Nutzen der Alternative i für Individuum n dar. V repräsentiert den deterministischen, d.h. empirisch beobachtbaren Anteil von i, ε hingegen den empirisch nicht beobachtbaren Nutzenanteil von Alternative i. In einem Wahrscheinlichkeitsmodell kann nun die Entscheidung – Wahrscheinlichkeit P für die Alternative i des Individuum n – zwischen der Alternative i und einer weiteren Alternative j formal dargestellt werden.

$$P_i = \text{Pr ob} \left(U_{ni} > U_{nj} \right) = \text{Pr ob} \left(V_{ni} + \varepsilon_{ni} > V_{nj} + \varepsilon_{nj} \right) = \text{Pr ob} \left(V_{ni} - V_{nj} > \varepsilon_{ni} - \varepsilon_{nj} \right) \forall i \neq j \quad (4.2)$$

Aus Formel (4.2) wird ersichtlich, dass ausschließlich Nutzendifferenzen von Bedeutung sind. Absolute Werte können in der vorliegenden Gleichung nicht analysiert werden. Um die Wahrscheinlichkeit der Auswahl einer Alternative berechnen zu können, wird der teilstochastische Nutzen von U zunächst als individuenspezifische Komponente dargestellt. Train (2003 S. 3 ff) formuliert hierzu eine „behavioral process“-Funktion y, die den Nutzen unter Annahme der Bekanntheit sämtlicher Größen (inklusive der nicht beobachtbaren) determiniert:

$$y = h(x, \varepsilon) \quad (4.3)$$

x steht hierbei für die beobachtbaren Faktoren einer Alternative und ε für die unbekanntesten Faktoren. Die Wahrscheinlichkeit, dass ein Individuum sich für ein spezielles Ergebnis aus allen möglichen Ergebnissen entscheidet, ist dann abhängig von den Annahmen über ε .

$$P(y|x) = \text{Pr ob} \left(\varepsilon \text{ s.t. } y = h(x, \varepsilon) \right) \quad (4.4)$$

Die „behavioral process“-Funktion kann nachfolgend durch die Indikatorfunktion I aufgenommen werden.

$$I[h(x, \varepsilon) = y] \quad (4.5)$$

⁴¹ Manski (1977) sowie Ben-Akiva und Lerman (1985) identifizieren insgesamt vier Störgrößen: (i) Messfehler und unvollständige Informationen, (ii) Fehlspezifikation der Variablen, (iii) unbeobachtete Variablen und (iv) Präferenzheterogenitäten.

⁴² Die nachfolgenden formalen Ausführungen sind von Train (2003 S. 4 ff) übernommen und in der Notation angepasst.

I ist wahr (z. B. =1) im Falle, dass der bekannte x-Wert und ein ε -Wert zusammen das Individuum veranlassen, y zu wählen, und falsch (=0), wenn der bekannte x-Wert zusammen mit irgendeinem anderen ε -Wert nicht y zur Folge hat. Als Resultat folgt, dass die Wahrscheinlichkeit der Wahl von y gleich dem Erwartungswert von I ist, welcher wiederum von den möglichen Werten der unbekanntem Größe ε abhängt.

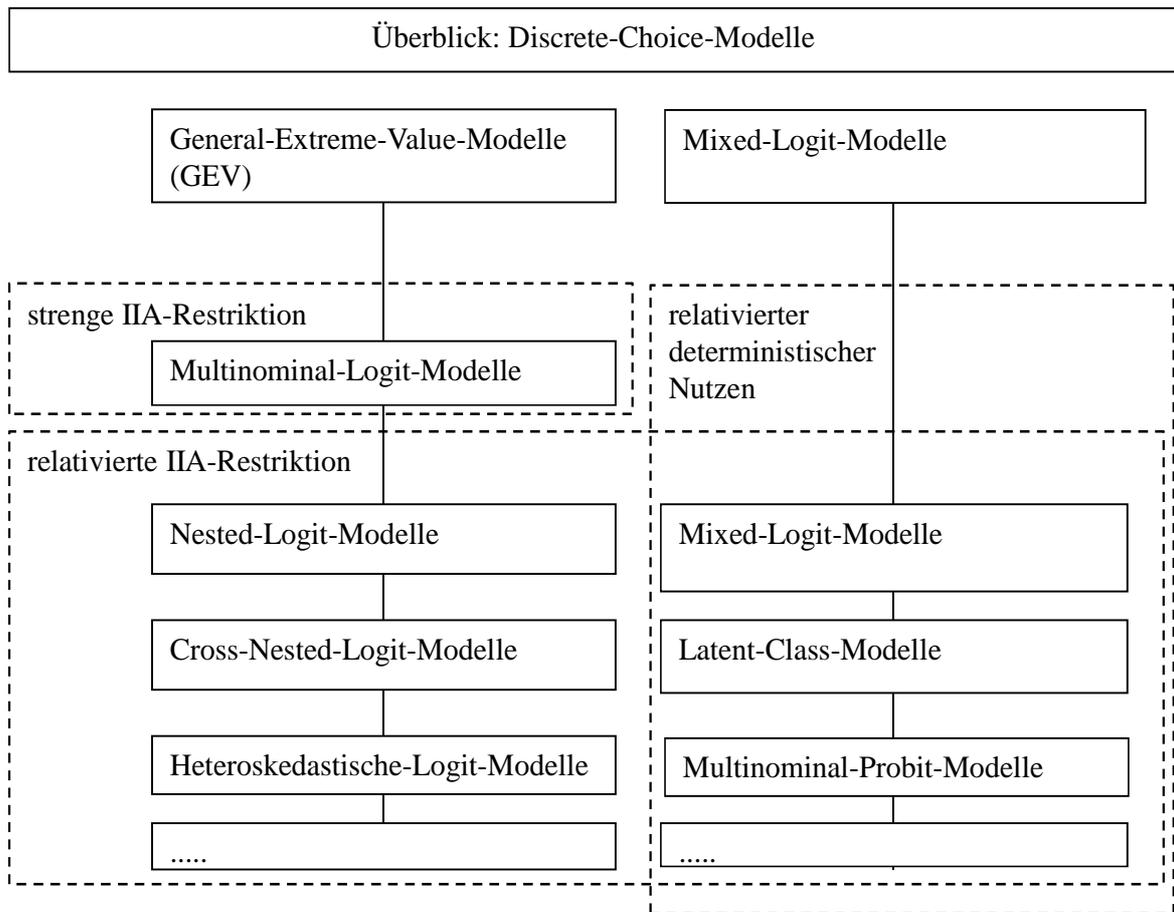
$$P(y|x) = \Pr ob(I[h(x, \varepsilon) = y] = 1) = \int I[h(x, \varepsilon) = y] f(\varepsilon) d\varepsilon \quad (4.6)$$

Folglich ist die Wahrscheinlichkeit der Auswahl einer bestimmten Alternative, um auf die 'behavioral-process'-Funktion (4.3) zurückzukommen, ein Integral über die Indikatorfunktion mit der Dichtefunktion $f(\varepsilon)$ über die unbekanntem (nicht beobachtbaren) Größen.

$$P(y|x) = \int I\left(\varepsilon_{nj} - \varepsilon_{ni} < V_{ni} - V_{nj}, \forall j \neq i\right) f(\varepsilon_n) d\varepsilon_n \quad (4.7)$$

Zur weiteren Berechnung der Auswahlwahrscheinlichkeiten, die hier als Lösung des bisher nicht weiter definierten Integrals in Gleichung (4.7) ausgedrückt sind, sind nun die Annahmen über die Dichtefunktion $f(\varepsilon)$ und der zugehörigen Verteilungsfunktion $F(\varepsilon)$ ausschlaggebend. Für ihre Modellierung haben sich in der Literatur sehr unterschiedliche Klassen diskreter Entscheidungsmodelle herausgebildet, die in der nachfolgenden Abbildung 12 in einem allgemeinen Überblick aufgeführt sind.

Abbildung 12: Discrete-Choice-Modelle im Überblick



(Eigene Darstellung)

Abbildung 12 zeigt eine mögliche Ordnung für diskrete Entscheidungsmodelle anhand ihrer Annahmen. Danach lassen sich die Modelle in *General-Extrem-Value-Modelle* und *Mixed-Logit-Modelle* unterteilen. Ersteres geht von einer mathematischen Grundstruktur aus, die generell Extremwertverteilungen für die nicht-beobachtbaren Nutzenanteile unterstellt. Zusätzlich ist damit die Annahme verbunden, dass den beobachteten Entscheidungen homogene Präferenzen zugrunde liegen. Das wohl bekannteste Modell in diesem Zusammenhang ist das Multinomial-Logit-Modell. Hierbei wird z. B. eine Gumbel-Verteilung (Extremwert-Verteilung Typ I) für die nicht beobachtbaren Nutzenanteile unterstellt. Eine Konsequenz aus dieser Annahme ist aber, dass die Auswahlentscheidung zwischen zwei Alternativen unabhängig von der Existenz einer dritten gefällt wird.⁴³ Der Ansatz der General-Extrem-Value-Modelle erlaubt nun aber,

⁴³ Diese Annahme ist auch als Independent of Irrelevant Alternatives (IIA) bekannt. Vertiefend dazu siehe das Multinomiale Logit-Modell im Abschnitt 4.1.1.

Modelle innerhalb eines mathematischen Rahmens zu entwickeln, die diese Restriktionen relativieren können, wie das in Abbildung 12 z. B. bei Modellen wie dem Nested-Logit-Modell oder dem Heteroskedastischen Logit-Modell geschieht. Mit der Klasse der Mixed-Logit-Modelle kann die Annahme von homogenen Präferenzen relativiert werden. Der beobachtbare Nutzen kann dann z. B. für Individuen mit homogenen Präferenzen in Klassen eingeteilt werden (z. B. Latent-Class-Modell) oder, wie es im eigentlichen Mixed-Logit-Modell der Fall ist, vollständig individualisiert werden. Zusätzlich kann die Annahme einer Extermwertverteilung für den nicht beobachtbaren Nutzenanteil ebenfalls relativiert werden, woraus sich das Multinomial-Probit-Modell ergibt. Welche Bedeutung die Variation der Annahmen im Einzelnen hat, wird im Folgenden detaillierter beschrieben.

4.1.1 Multinomiales Logit-Modell

Das Multinomiale Logit-Modell stellt die einfachste und zugleich häufigste Form der diskreten Entscheidungsmodelle dar (vgl. Alberini et al. 2007 und Ben-Akiva, Lerman 1985). Anknüpfend an die zuvor vorgestellte allgemeine Analyse der Auswahlentscheidungen (Formel 4.7) gelten für das Multinomiale Logit-Modell die folgenden Annahmen:⁴⁴ Der nichtbeobachtbare Nutzenanteil, im vorherigen Abschnitt als ε bezeichnet, ist unabhängig und identisch Gumbel-verteilt.⁴⁵ Daraus folgt für die Dichtefunktion f und die Verteilungsfunktion F :

$$f(\varepsilon) = \mu e^{-\mu(\varepsilon - \eta)} e^{-e^{-\mu(\varepsilon - \eta)}} \quad (4.8)$$

$$F(\varepsilon) = e^{-e^{-\mu(\varepsilon - \eta)}} \quad (4.9)$$

Dabei stehen η für den Lageparameter und μ für den positiven Skalenparameter.⁴⁶ Von dieser Spezifikation ausgehend ergibt sich anhand der Formel (4.7) der folgende Zusammenhang für die Auswahlwahrscheinlichkeit i eines Individuums n ⁴⁷

⁴⁴ Im Zusammenhang mit dem Multinomialen Logit-Modell wird in der Literatur auch allgemein vom Logit-Modell gesprochen.

⁴⁵ Die Gumbel-Verteilung entspricht der Extremwertverteilung vom Typ 1. Vertiefend zu den Eigenschaften der Gumbel-Verteilung siehe Ben-Akiva (1985 S. 103 ff).

⁴⁶ Vgl. Maier und Weiss (1990 S. 73).

$$P_{in} = \frac{e^{\mu V_{in}}}{\sum_{j \in C_n} e^{\mu V_{jn}}}, \mu = \frac{\pi}{\sqrt{6\sigma_{\varepsilon_i}}} \quad (4.10)$$

mit C als Set an möglichen Alternativen, aus denen das Individuum n wählen kann. Der Skalenfaktor μ steht in einer inversen Beziehung zur Varianz σ für ε . Eine detailliertere Erklärung zur Funktionsweise der Formel (4.10) gibt folgendes einfaches Beispiel:⁴⁸

Aus der Formel (4.1) ist bekannt, dass in der Discrete-Choice-Modellierung zwischen dem beobachtbaren und nicht-beobachtbaren Nutzenanteil differenziert wird. Um die Bedeutung des Skalenfaktors und des Lageparameters aufzuzeigen, sei der beobachtbare Nutzenanteil durch die Multiplikation zweier Faktoren spezifiziert: der Variablen x und des Einflussparameters β . So ergibt sich für den beobachtbaren Nutzenanteil V, unabhängig davon, welche Alternative gewählt wird:

$$V = \beta x \quad (4.11)$$

Nun sei angenommen, dass Individuum n ausschließlich zwischen den Alternativen 1 und 2 wählen kann. Folglich würde sich die Auswahlwahrscheinlichkeit nach Formel (4.10) wie folgt ergeben:⁴⁹

$$P_{1n} = \frac{1}{1 + e^{\mu(\beta_1 x_{1n} - \beta_2 x_{2n})}} \quad (4.12)$$

Aus Formel (4.12) wird ersichtlich, dass für die Auswahlentscheidungen nur Nutzendifferenzen $\beta_1 x_{1n} - \beta_2 x_{2n}$ von Bedeutung sind. Der Lageparameter η spielt deshalb keine Rolle. Da nur zwei Alternativen betrachtet werden, kann eine davon auf einen konstanten Wert fixiert werden. In Formel (4.12) wird Alternative 1 auf 1 festgelegt, woraus sich Formel (4.13) ergibt:

⁴⁷Zur Herleitung der Formel (2.0) siehe Maier und Weiss (1990 S. 135 ff) oder Train (2003 S. 38 ff). Luce (1959) formulierte diese Gleichung im Zusammenhang mit diskreten Entscheidungsmodellen als Erster.

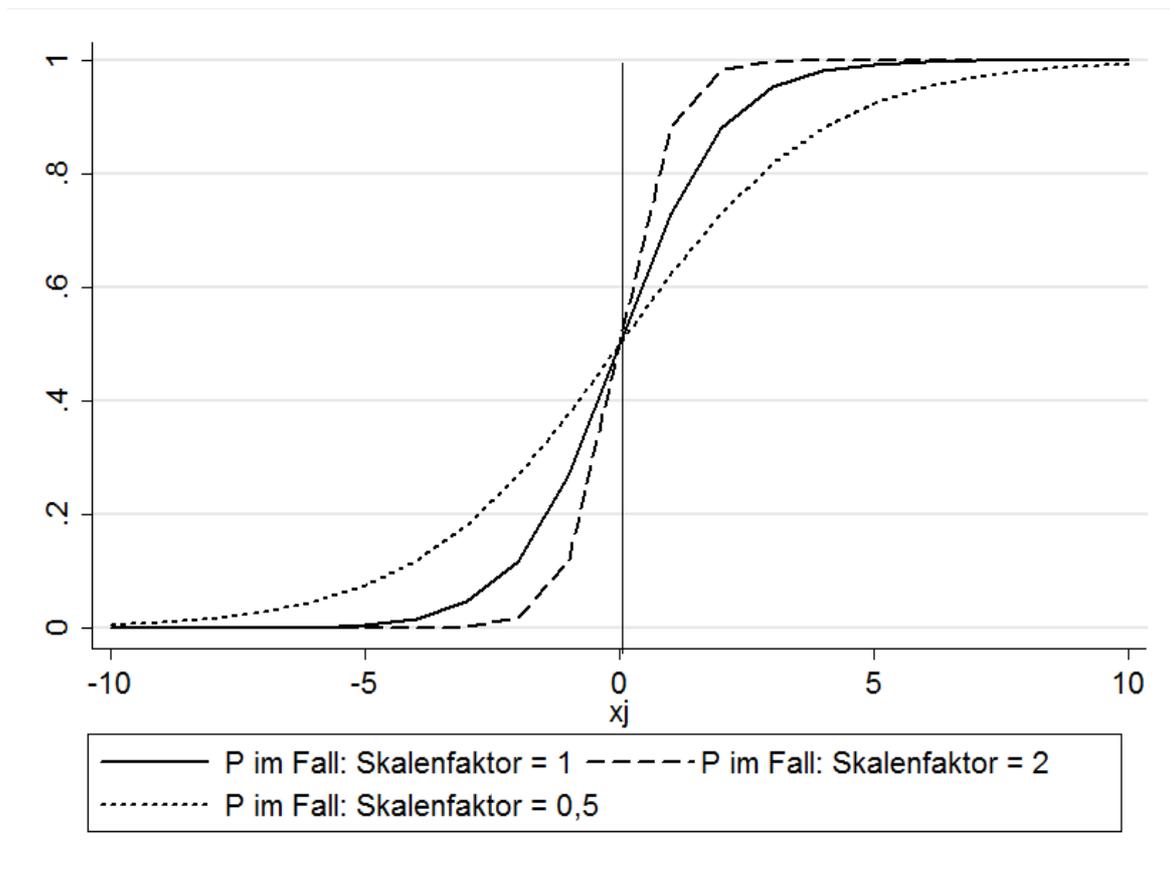
⁴⁸Das Beispiel ist mit eigenen Berechnungen erzeugt. Als formale Vorlage dienten die Ausführungen von Maier und Weiss (1990 S. 138 ff)

⁴⁹Vgl. Maier und Weiss (1990 S. 139)

$$P_{1n} = \frac{1}{1 + e^{\mu(1 - \beta_2 x_{2n})}} \quad (4.13)$$

Anhand von angenommenen Werten für x im Bereich -10 bis 10 und der Festlegung $\beta_2 = 1$ ergibt sich für die Formel (4.13) die nachfolgende Abbildung 13:

Abbildung 13: Auswahlentscheidung eines Multinomialen Logit-Modells für zwei Alternativen im Fall unterschiedlicher Skalenfaktoren



(Eigene Darstellung)

In Abbildung 13 ist die Verteilungsfunktion der Auswahlentscheidungen eines Multinomialen Logit-Modells abgebildet. Sie kann auf der y-Skala Werte zwischen 0 und 1 annehmen.⁵⁰ Die durchgezogene S-förmige Logit-Kurve illustriert die Annahme eines konstanten Skalenfaktors, welcher hier den Wert 1 besitzt. Eine Variation des

⁵⁰ Eine statistisch-mathematische Herleitung der Auswahlwahrscheinlichkeiten gibt z. B. Urban (1993).

Skalenfaktors zeigt, welchen Einfluss er auf die Modellierung der Auswahlentscheidungen nimmt. Wird für den Skalenfaktor z. B. der Wert 2 angenommen, dann staucht sich die Logit-Kurve horizontal, die Funktion nähert sich der Form einer Treppenfunktion an, wodurch der stochastische Nutzenanteil geringer wird. Da der Skalenfaktor invers-proportional zur Varianz der Gumbel-Verteilung ist, wird auch die Varianz der Gumbel-Verteilung geringer. So steigt der stochastische Anteil am Nutzen, wenn der Skalenfaktor geringer wird. Die Varianz der Gumbel-Verteilung steigt, Auswahlentscheidungen werden zufälliger.

Unabhängig von der tatsächlichen Normierung des Skalenparameters bedeutet die Normierung an sich, dass sämtliche Auswahlwahrscheinlichkeiten identische Skalenparameter besitzen. Somit ist es nicht möglich, dass die unbekanntes Größen (nicht beobachtbare Faktoren) mit den Auswahlalternativen korrelieren.

In Formel (4.10) ist das Resultat der Annahme über die Dichtefunktion (4.8) und die zugehörige Verteilungsfunktion (4.9) für die Auswahlwahrscheinlichkeit P einer Alternative i des Individuums n wiedergegeben. In der verhaltensökonomischen Literatur führen die Annahmen des Multinomialen Logit-Modells zu einer Restriktion, die als „Unabhängigkeit von Irrelevanten Alternativen“ (IIA)⁵¹ bekannt ist und im statistischen Sinne der „Independent Identically Distributed“-Annahme (iid) entspricht. Formal äußert sich dieser Zusammenhang in der folgenden Gleichung:

$$\frac{P_{in}}{P_{ln}} = \frac{e^{V_{ni}} / \sum_j e^{V_{nj}}}{e^{V_{nl}} / \sum_j e^{V_{nj}}} = \frac{e^{V_{ni}}}{e^{V_{nl}}} = e^{V_{ni} - V_{nl}} \quad (4.14)$$

Die IIA-Restriktion besagt, dass die Wahrscheinlichkeitsratio P_{in} / P_{ln} für zwei Alternativen (i, l), die Gumbel-verteilt sind, unabhängig vom beobachtbaren Nutzenteil der anderen zur Verfügung stehenden Alternativen ist. Ein praktisches Beispiel, das in der Literatur für die Erklärung der Konsequenzen der IIA-Restriktion immer wieder angeführt wird, ist das sogenannte „Red-Bus/Blue-Bus-Paradoxon“.⁵² Danach sind die Auswahlentscheidungen zwischen den Alternativen „roter Bus“ und „Auto“ mit den Gleichungen $P(\text{Auto}) = 0,5$ und

⁵¹ Vgl. Train (2003 S. 49 ff).

⁵² Vgl. Ben-Akiva und Lerman (1985 S. 51 ff).

$P(\text{roter Bus}) = 0,5$ definiert, was eine Gleichbewertung ausdrückt.⁵³ Kommt zu dem roten Bus nun noch ein blauer hinzu, hätte das Auto eine Auswahlwahrscheinlichkeit von $P(\text{Auto}) = 0,5$. Die Busse hätten dann jeweils eine Auswahlwahrscheinlichkeit von $P(\text{roter Bus}) = 0,25$ und $P(\text{blauer Bus}) = 0,25$. Die IIA-Restriktion berücksichtigt diesen Zusammenhang jedoch nicht, nach ihr muss das Verhältnis der Auswahlwahrscheinlichkeiten 1 betragen. Folglich ergäben sich im Falle der Gültigkeit der IIA-Restriktion die folgenden Eigenschaften: $P(\text{Auto}) = 0,33$; $P(\text{roter Bus}) = 0,33$; $P(\text{blauer Bus}) = 0,33$. Eine IIA-Restriktion der Auswahlentscheidungen berücksichtigt die unmittelbare Gegenstandsnahe von Alternativen nicht und kann deshalb zu verzerrten Schätzergebnissen führen.

4.1.2 Heteroskedastisches Logit-Modell

In einem engen Zusammenhang mit dem Multinomialen Logit-Modell steht das heteroskedastische Logit-Modell,⁵⁴ innerhalb dessen der Skalenfaktor durch eine externe Größe bestimmt und nicht normiert ist. Aus Formel (4.10) ist bekannt, dass der Skalenfaktor invers-proportional zur Varianz von ε ist. Besteht ein plausibler Zusammenhang zwischen der Varianz des Modells und einer Variablen, die dem Probanden individuell oder einem anderen entscheidungsbeeinflussenden Gegenstand zuzuordnen ist, kann dieser benutzt werden, um das Modell über den Skalenfaktor zu spezifizieren.

Eine steigende Varianz im Rahmen des Heteroskedastischen Logit-Modells besagt, dass der nicht-beobachtbare Nutzenanteil steigt und dass diejenigen Probanden, deren individuelle Variablen in einem positiven Zusammenhang mit der Varianz stehen, unsichereres Entscheidungsverhalten zeigen (vgl. Abbildung 13). Dieser Zusammenhang lässt sich über den Skalenfaktor μ abbilden, welcher wiederum in einer invers-

proportionalen Beziehung zur Varianz steht $\mu = \frac{\pi}{\sqrt{6\sigma_{\varepsilon_i}}}$ und hier von einem

individuenpezifischen Kriterium abhängig ist.

⁵³ Das Beispiel ist aus Maier und Weis (1990 S. 141 ff) entnommen.

⁵⁴ Vertiefend zum Heteroskedastischen Logit-Modell siehe Swait (2007) und Brocke (2006).

$$P_{in} = \frac{e^{\mu_n V_{in}}}{\sum_{j \in C_n} e^{\mu_n V_{jn}}} \quad (4.15)$$

DeShazo und Fermo (2002) und Hole (2006a) stellen den Skalenfaktor μ in Abhängigkeit von einem individuenpezifischen Kriterium Z dar, wobei λ als Parameter fungiert, der den Einfluss von Z auf die Varianz anzeigt:

$$\mu \left(e^{\lambda Z_n} \right) \quad (4.16)$$

Daraus ergibt sich für das Heteroskedastische Logit-Modell folgende Formalisierung:

$$P_{in} = \frac{e^{\left(e^{\lambda Z_n} \right) V_{in}}}{\sum_{j \in C_n} e^{\left(e^{\lambda Z_n} \right) V_{jn}}} \quad (4.17)$$

Die wesentlichste Voraussetzung für die Anwendung des Heteroskedastischen Logit-Modells ist eine plausible Erklärung dafür, wie Z definiert ist. Davon ausgehend stellt es aber eine Flexibilisierung des Multinomialen Logit-Modells dar. Der Vorteil des Heteroskedastischen Logit-Modells ist wohl gegenwärtig in den umfassenden Möglichkeiten zu sehen, den Effekt, den das Design von SCEs auf das Entscheidungsverhalten eines Probanden selbst ausübt, zu überprüfen.⁵⁵

4.1.3 Nested-Logit-Modell

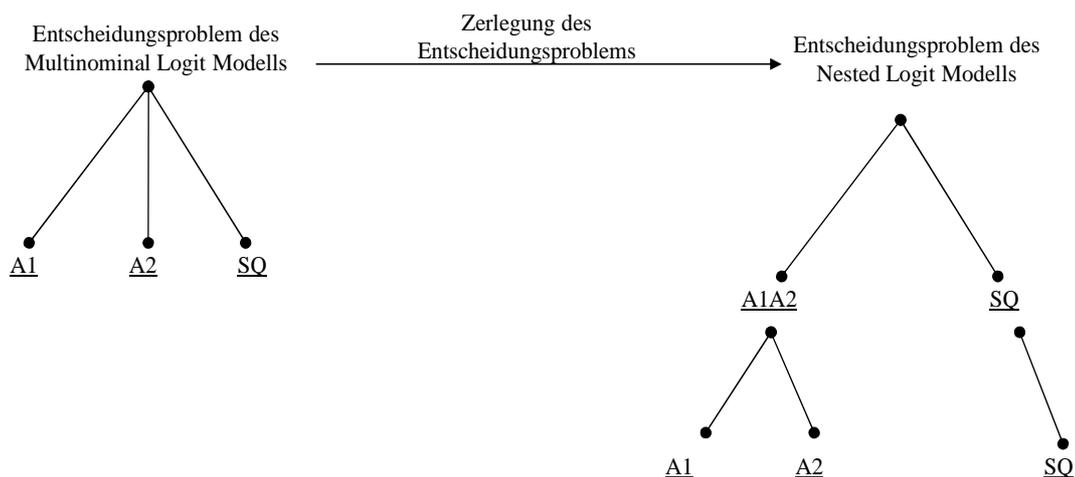
Bei der Vorstellung des Multinomialen Logit-Modells ist ersichtlich geworden, dass die restriktive IIA-Annahme problematisch ist. Ein Modell, das im begrenzten Maße die Gegenstandsnahe von Alternativen berücksichtigt, ohne jedoch die IIA-Restriktion zu

⁵⁵ In Abschnitt (5.4) wird auf diesen Aspekt umfassend eingegangen.

verletzen, ist das Nested-Logit-Modell.⁵⁶ Wie sein Name besagt, werden dabei „Nester“ gebildet, die ähnliche Alternativen zusammenfassen. Das Prinzip ist dann, diese Nester in einem zweiten Schritt als vollständige Alternativen zu nutzen, um wiederum der IIA-Restriktion gerecht zu werden. Die folgenden Ausführungen verdeutlichen diesen Zusammenhang.

Ausgangspunkt ist ein Experiment, bei dem Probanden aus drei Alternativen wiederholt eine auswählen. Eine der drei Alternativen spiegelt dabei z. B. einen unveränderlichen Ist-Zustand, hier Status quo (SQ) genannt, wieder, die anderen beiden davon abweichende Alternativen (A1 und A2).

Abbildung 14: Zerlegung des Entscheidungsproblems für drei Alternativen aus dem Multinomialen Logit-Modell in ein "genistetes" Entscheidungsproblem aus dem Nested-Logit-Modell.



(Eigene Darstellung)

In Abbildung 14 ist das Prinzip des Nested-Logit-Modells illustriert. Es wird angenommen, dass durch die Gegenstandsnahe der Alternativen A1 und A2 eine Gegenstandsferne zwischen A1A2 und SQ festgestellt werden kann. Es ist sogar anzunehmen, dass die Varianzen der Auswahlwahrscheinlichkeiten zwischen A1 und A2 korrelieren. Die Berechnung der Auswahlentscheidungen mit dem Multinomial-Logit-Modell würde deshalb die IIA-Restriktion verletzen. Eine Strukturierung des Entscheidungsproblems

⁵⁶ Vertiefend zum Nested-Logit-Modell siehe Hensher et al. (2005 S. 518 ff), Train (2003 S. 81) oder Maier und Weiss (1990 S. 152).

mittels Nesterbildung unter der Voraussetzung einer plausiblen theoretischen Begründung kann Abhilfe schaffen. A1 und A2 werden hier zusammengelegt und bilden ein Nest A1A2, dessen Auswahlwahrscheinlichkeit identisch mit derjenigen der Alternative SQ ist. Die Auswahlwahrscheinlichkeit der Alternative A1 kann zerlegt werden in die Wahrscheinlichkeit der Wahl von Nest A1A2 und die Wahrscheinlichkeit der Wahl von A1 aus diesem Nest, wobei V den beobachtbaren Nutzen einer Alternative darstellt.⁵⁷

$$P_{A1} = P_{A1|\underline{A1A2}} P_{\underline{A1A2}} \quad (4.18)$$

Die Wahrscheinlichkeit $P_{A1|\underline{A1A2}}$, dass sich A1 im Nest A1A2 befindet (bedingte Wahrscheinlichkeit), spiegelt im Kern wiederum eine Auswahlwahrscheinlichkeit im Sinne des Multinomial-Logit-Modells (vgl. Formel(2.0)) wieder, wobei A1A2 das Set an möglichen Alternativen darstellt. Der Skalenfaktor ist auf eins festgelegt.

$$P_{A1|\underline{A1A2}} = \frac{e^{V_{A1}}}{\sum_{A2 \in \underline{A1A2}} e^{V_{A2}}} \quad (4.19)$$

Das Maß (Inklusivwert) für die Attraktivität eines Nestes wird durch die Schätzung der bedingten Wahrscheinlichkeit (Nenner) gegeben.

$$I = \ln \sum e^{V_{A1}} \quad (4.20)$$

Im Anschluss fließt der Inklusivwert als erklärende Variable in die Bestimmung der Auswahlwahrscheinlichkeit des Nestes hinein.⁵⁸

$$P_{\underline{A1A2}} = \frac{e^{V_{\underline{A1A2}} + I}}{\sum_{k \in C_{\underline{A1A2}, SQ}} e^{V_k + I}} \quad (4.21)$$

⁵⁷ Die Herleitung der Formeln 4.18-4.22 entsprechen dem Vorgehen von Maier und Weiss (1990 S. 152 ff) sind aber in Darstellung hinsichtlich des Zusammenhanges mit der Abbildung 14 geändert.

$$^{58} I = \ln \left(\sum_{k \in \underline{A1A2}} e^{\frac{V_k}{\lambda_{\underline{A1A2}}}} \right)$$

Folglich lässt sich die Auswahlwahrscheinlichkeit für A1 berechnen, ohne dass die IIA-Restriktion verletzt wird:

$$P_{A1} = P_{A1|A1A2} \times P_{A1A2} \quad (4.22)$$

4.1.4 General-Extreme-Value-Modelle

McFadden (1977) führte in seinem Aufsatz „Modelling the Choice of Residential Location“ das General-Extrem-Value-Modell als eine Klasse von Entscheidungsmodellen ein, die auf der Annahme von Extremwertverteilungen für die stochastischen Nutzkomponten beruhen und konform mit dem ökonomischen Kalkül der Nutzenmaximierung sind. Die in der praktischen Anwendung sehr häufig genutzten Multinomial-Logit-Modelle oder Nested-Logit-Modelle gehören zum Beispiel dazu. Im Rahmen dieser Modellklasse besteht die Möglichkeit, die teils sehr restriktiven Annahmen von einfachen Multinomialen Logit-Modellen unter Einhaltung der ökonomischen Vereinbarkeit zu relativieren. Das General-Extrem-Value-Modell wird dabei wie folgt definiert:⁵⁹

Ausgangspunkt ist die Funktion $G(y_1, \dots, y_I); y_1, \dots, y_I > 0$ mit den folgenden Eigenschaften:

1. G ist nicht negativ.
2. G ist homogen vom Grade $\lambda > 0$.
3. $\lim_{y_i \rightarrow \infty} G(y_1, \dots, y_I) = \infty$ für $i=1, \dots, I$.
4. Die k-te partielle Ableitung von G bzgl. k-verschiedener Argumente ist nicht-negativ für ungerade und nicht-positiv für gerade Werte von k.

Erfüllt die Funktion G die obigen Annahmen, ist

$$Prob(\varepsilon_1 \leq c_1, \dots, \varepsilon_I \leq c_I) = e \left[-G \left(e^{-c_1}, \dots, e^{-c_I} \right) \right]$$

eine zulässige Verteilungsfunktion der

Störterme $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_I$ gegeben, die in einem diskreten Entscheidungsmodell zu den folgenden Auswahlwahrscheinlichkeiten führt:

⁵⁹ Siehe Maier und Weiss (1990 S. 161 ff). Alternative Darstellungen sind u. a. in Train (2003 S. 97) und Ben-Akiva, Lerman (1985 S. 126-128) zu finden.

$$P_i = \frac{e^{V_i} G_i(e^1, \dots, e^I)}{\lambda G(e^1, \dots, e^I)} \quad (4.23)$$

Dabei bezeichnet G_i die partielle Ableitung von G nach dem i -ten Argument $\left(\partial G / \partial e^i\right)$.

4.1.5 Multinominales Probit-Modell

Im Multinomialen Probit-Modell ist eine Korrelation zwischen den unbeobachteten Größen untereinander zugelassen.⁶⁰ Die IIA-Restriktion ist damit aufgehoben. Formal spiegelt sich dieser Aspekt in der Annahme einer multivariaten Normalverteilung (4.24) für ε wieder, wobei die Korrelationen zwischen den Alternativen durch eine Kovarianzmatrix Ω (4.25) abgebildet wird.

$$\varepsilon \sim N(0, \Omega_n) \quad (4.24)$$

mit

$$\Omega_n = \begin{bmatrix} \sigma_{11}^{(n)} & \cdot & \cdot & \sigma_{1I}^{(n)} \\ & \cdot & & \cdot \\ & & \cdot & \cdot \\ & & & \sigma_{I_n I_n}^{(n)} \end{bmatrix} \quad (4.25)$$

Die Anzahl der Zeilen spiegelt die Anzahl der Alternativen wieder, deren Varianzen miteinander korrelieren können. Zusätzlich ist die Kovarianzmatrix (4.25) individuenspezifisch, weshalb die Annahme homogener Präferenzen nicht mehr notwendig ist. Für die Auswahlentscheidung einer Alternative i durch ein Individuum n ergibt sich im Zusammenhang mit der Formel (4.7) das folgende Integral:⁶¹

$$P_{in} = \int_{\varepsilon_n} I\left(\varepsilon_{nj} - \varepsilon_{ni} < V_{ni} - V_{nj} \quad \forall j \neq i\right) \phi(\varepsilon_n) d\varepsilon \quad (4.26)$$

⁶⁰ Vertiefend zum Multinomial-Probit-Modell vgl. Train (2003 S. 101 ff), Maier und Weiss (1990 S. 145 ff) und Swait (2007 S. 246 ff).

⁶¹ ϕ ist die Dichtefunktion von Formel (4.24)

Die Dichtefunktion ist nun multivariat-normalverteilt mit dem Erwartungswert Null und der Kovarianzmatrix Ω (4.24). Das Integral (4.26) zur Schätzung der Auswahlwahrscheinlichkeit P eines Individuums n für die Alternative i ist nicht mehr geschlossen und kann deshalb nicht wie im Multinomial-Logit-Modell analytisch berechnet werden. Die Annahme der Normalverteilung der unbeobachteten Größen ist aber auch eine Restriktion. Insbesondere in Bezug auf die Schätzung möglicher Preiskoeffizienten werden die Grenzen deutlich: Die Normalverteilung ist gleichermaßen auf positive und negative Werte um den Ursprung eines Koordinatensystems verteilt, womit grundsätzlich auch positive Preiskoeffizienten möglich sind. Da ein hoher zu zahlender Preis für eine Alternative jedoch einen negativen Effekt auf Auswahlentscheidungen haben sollte, können irrationale Ergebnisse entstehen.⁶² Mit dem Multinomial-Probit-Modell ist ein Schätzmodell gegeben, das die wenigsten Annahmen über die Präferenzen der Probanden stellt und somit für die Analyse von z. B. Präferenzheterogenitäten einen geeigneten Ansatz bildet.

4.1.6 Mixed-Logit-Modelle

Mixed-Logit-Modelle bilden eine Klasse von diskreten Entscheidungsmodellen, die wie das Multinominale Probit-Modell die strikten Annahmen des Multinomialen Logit-Modells relativieren.⁶³ Ausgangspunkt ist wieder die Spezifikation der Verteilung von unbeobachteten Größen bei der Auswahlentscheidung eines Individuums n für eine Alternative i . Der mit Alternative i verbundene Nutzen stellt sich im Falle des Mixed-Logit-Modells wie folgt dar:

$$U_{ni} = V_{ni} + \varepsilon_{ni} = \beta_n' x_{ni} + \varepsilon_{ni} \quad (4.27)$$

Die Variable x_{ni} stellt beobachtbare Variablen der Alternative i und des Individuums n dar.

Mit β_n ist ein Vektor von Koeffizienten gegeben, welcher die Einflüsse der beobachtbaren Variablen für Individuum n beschreibt. Der Zufallsterm ε_{ni} ist wieder Gumbel-verteilt. Im

⁶² Vgl. Train (2003 S. 101 ff).

⁶³ Vertiefend zu Mixed-Logit-Modellen siehe Train (2003 S. 138), Hensher et al. (2005 S. 605) und Swait (2007 S. 255).

Vergleich zum Multinomial-Logit-Modell können die Koeffizienten hier jedoch zwischen den Individuen, deren Entscheidungen beobachtet werden, variieren. Dazu wird eine Dichtefunktion für die Koeffizienten $f(x)$ angenommen, welche eine Funktion der Parameter ϕ mit z. B. einem Mittelwert (b) und einer Kovarianz Ω darstellt.⁶⁴ Die Auswahlwahrscheinlichkeit für eine Alternative i bei Individuum n lautet dann:

$$P_{ni} = \int \beta_n \left(\frac{e^{\beta_n x_{ni}}}{\sum_{j \in C_n} e^{\beta_n x_{nj}}} \right) \phi(\beta_n | b, \Omega) d\beta_n \quad (4.28)$$

Gleichung (4.28) ist abhängig von den Verteilungsannahmen der Koeffizienten und ε_{ni} . Formal wird dabei für den beobachtbaren Nutzenanteil von einem durchschnittlichen Parametervektor $\bar{\beta}$ ausgegangen, von dem die Parametervektoren β_n in Abhängigkeit von einem Verteilungsgesetz abweichen. Zum Beispiel kann β_n normal verteilt sein, ausgedrückt in der Formel $\beta_n \sim N(\beta_n | b, \Omega)$, oder logarithmisch, ausgedrückt in der Formel $\ln \beta_n \sim N(\beta_n | b, \Omega)$. Im anfänglich vorgestellten Multinomial-Logit-Modell wird für β_n eine fixe Verteilung über die Probanden angenommen (homogene Präferenzen). Im Mixed-Logit-Modell wird diese Annahme fallen gelassen, Heterogenitäten sind mithilfe der variierenden Koeffizienten mit einem Mittelwert und einer Standardabweichung abgebildet.

Latent-Class-Modelle:

Zuvor wurde davon ausgegangen, dass die Präferenzheterogenitäten anhand eines Verteilungsgesetzes mit einer Dichtefunktion a priori festgelegt sind. Ein alternatives Modell, das aber im Mixed-Logit-Modell-inbegriffen ist,⁶⁵ stellt das Latent-Class-Modell

⁶⁴ Wird für β_n eine fixe Verteilung über die Probanden angenommen, reduziert sich das Mixed-Logit-Modell zu einem einfachen Multinomial-Logit-Modell.

⁶⁵ Vgl. Train (2003 S. 138 ff) und Maier, Weiss (1990 S. 197 ff).

dar. Dabei wird angenommen, dass es Klassen gibt, innerhalb derer die Probanden homogene Präferenzen besitzen. Zwischen den Klassen herrschen jedoch Heterogenitäten. Betrachtet man die Klassen wie ein Individuum, ergibt sich wiederum das Mixed-Logit-Modell.

Individuelle Präferenzen nach Bayes:

Eine noch präzisere Abbildung der Präferenzen lässt sich durch die individualisierte Berücksichtigung der Präferenzen jedes einzelnen Probanden erzeugen. Den empirischen Hintergrund dafür bilden wiederholte Auswahlentscheidungen der Probanden. Den theoretischen Hintergrund gibt das Bayes-Theorem:⁶⁶

$$P(A|B) = \frac{P(B|A)P(A)}{P(B)} \quad (4.29)$$

Danach entspricht die Auswahlwahrscheinlichkeit für A unter der Bedingung, dass B eingetreten ist, dem Produkt der Auswahlwahrscheinlichkeit für B unter der Bedingung, dass A eingetreten ist, und der Auswahlwahrscheinlichkeit für A, dividiert durch die Auswahlwahrscheinlichkeit für B.

Formuliert man diesen bayesianischen Ansatz für das Mixed-Logit-Modell, geht man von einer hypothetischen Variable x aus, die die Entscheidungssituationen einschließt, in denen Probandenuntergruppen aus der Gesamtpopulation dieselben Entscheidungen fällen.⁶⁷ Eine Verteilung h, die die Präferenzen dieser Untergruppe beschreibt, sieht dann wie folgt aus:

$h\left(\beta_n \mid y_n, x_n, (b, \Omega)\right)$. Dabei steht β für den Präferenzparameter der Probandenuntergruppe, y für die Sequenz identischer Entscheidungen für die Auswahlssituation x, b für den Mittelwert der Verteilung der Präferenzen der Gesamtpopulation sowie Ω als Kovarianzmatrix. Nach dem Bayes-Theorem entspricht dieser Term der Gleichung $P(A|B) = h\left(\beta \mid y_n, x_n, (b, \Omega)\right)$. h ist also die Posteriori-Wahrscheinlichkeit für β unter der Bedingung, dass eine Probandenuntergruppe für bestimmte Entscheidungssituationen identische Entscheidungen getroffen hat und die Präferenzen der Gesamtpopulation wie in

⁶⁶ Vgl. Schwarze (2006 S. 41) und Fisz (1980 S. 39).

⁶⁷ Die Herleitung entspricht der Beschreibung von Train (2003 S. 262 ff).

der Gleichung (b, Ω) verteilt sind. $P(B) = P(y_n | x_n, (b, \Omega))$ entspricht der Auswahlwahrscheinlichkeit für die Sequenz y der Gesamtpopulation (b, Ω) für die Entscheidungssituation x . Dieser Term ist also unabhängig von den Präferenzen der Probanden. $P(B|A) = P(y_n | x_n, \beta_n)$ entspricht der Wahrscheinlichkeit für die Auswahl der Sequenz y bei einer Entscheidungssituation x , bei welcher die Präferenzen β gelten. $P(A) = \phi(\beta_n | b, \Omega)$ steht für die Präferenzverteilung β mit b und Ω .

Für die Darstellung der individualisierten Auswahlwahrscheinlichkeit nach Bayes folgt:

$$h(\beta | y_n, x_n, (b, \Omega)) = \frac{P(y_n | x_n, \beta) \times \phi(\beta_n | b, \Omega)}{P(y_n | x_n, \phi(b, \Omega))} \quad (4.30)$$

Alle Werte dieser Gleichung sind bereits aus dem Mixed-Logit-Modell bekannt. Der Nenner entspricht dem Integral des Zählers,⁶⁸ womit der Nenner zu einer Konstanten wird. Die Auswahlwahrscheinlichkeit für h ist also proportional zum Zähler auf der rechten Seite der Gleichung. Das heißt, die Dichte von β (Präferenzen) der Probanden, welche in den Entscheidungssituationen x y wählen würden, verhält sich proportional zur Dichte von β in der Gesamtpopulation, multipliziert mit der Wahrscheinlichkeit, dass y gewählt wird, bei Gültigkeit von β . Mittels dieser Darstellung können individuelle Auswahlentscheidungen errechnet werden. Aus diesem Zusammenhang lassen sich die Präferenzen jedes einzelnen Probanden als Posteriori-Wahrscheinlichkeiten analysieren.

Das Mixed-Logit-Modell mit seiner Variation stellt gegenwärtig eines der flexibelsten Modelle dar. Problematisch ist dabei aber, dass für die Koeffizienten Verteilungen angenommen werden müssen.

⁶⁸ Vgl. Mixlogit: $P(y_n | x_n, \phi(\beta_n | b, \Omega)) = \int \beta_n P(y_n | x_n, \phi(\beta_n | b, \Omega)) \phi(\beta_n | b, \Omega) d\beta_n$

4.2 Schätzung von Discrete-Choice-Modellen

*Geschlossene Integrale:*⁶⁹

Diskrete Entscheidungsmodelle sind aufgrund ihres diskreten Charakters mit der herkömmlichen Kleinsten-Quadrate-Methode nicht schätzbar.⁷⁰ Die abhängigen Variablen nehmen entweder den Wert 1 oder 0 an, dadurch ergibt sich keine linear schätzbare Funktion. Um trotzdem Präferenzparameter (β) zu finden, die das diskrete Entscheidungsmodell veranschaulichen können, wird nach Parametern gesucht, für die die Wahrscheinlichkeit der beobachteten Auswahlentscheidungen am höchsten ist (Maximum-Likelihood). Ausgangspunkt für diesen Schätzansatz bilden die Ergebnisse bzw. Auswahlwahrscheinlichkeiten, welche sich rechnerisch aus der Gleichung (4.10) ergeben. Diese Ergebnisse (P_{in}) bilden formal betrachtet einen Beobachtungsvektor $y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$, von dem angenommen wird, dass er einem Verteilungsgesetz folgt, welches wiederum durch eine Dichtefunktion $f(y; \theta)$ beschrieben ist. Die Likelihood-Funktion $L(\theta; y)$ definiert sich dann als die gemeinsame Dichtefunktion (Produkt)⁷¹ des Beobachtungsvektors y und des unbekanntes Parameters θ . Der Maximum-Likelihood-Schätzer $\hat{\theta}$ (MLS) ist dann derjenige, für den folgende Gleichung gilt $L(\hat{\theta}; y) \geq L(\theta^*; y)$, wobei θ^* alle möglichen Werte (Wahrscheinlichkeiten) durchläuft.⁷² Um den Schätzer $\hat{\theta}$ zu bestimmen, wird auf einen iterativen Algorithmus zurückgegriffen, der die Likelihood-Funktion hinsichtlich eines vorgegebenen Kriteriums – $L(\hat{\theta}; y) \geq L(\theta^*; y)$ – maximiert.⁷³ Die untere Abbildung 15 veranschaulicht

⁶⁹ Die Ausführungen entsprechen dem Vorgehen von Maier und Weiss (1990 S. 81 ff).

⁷⁰ Vgl. von Auer (2007).

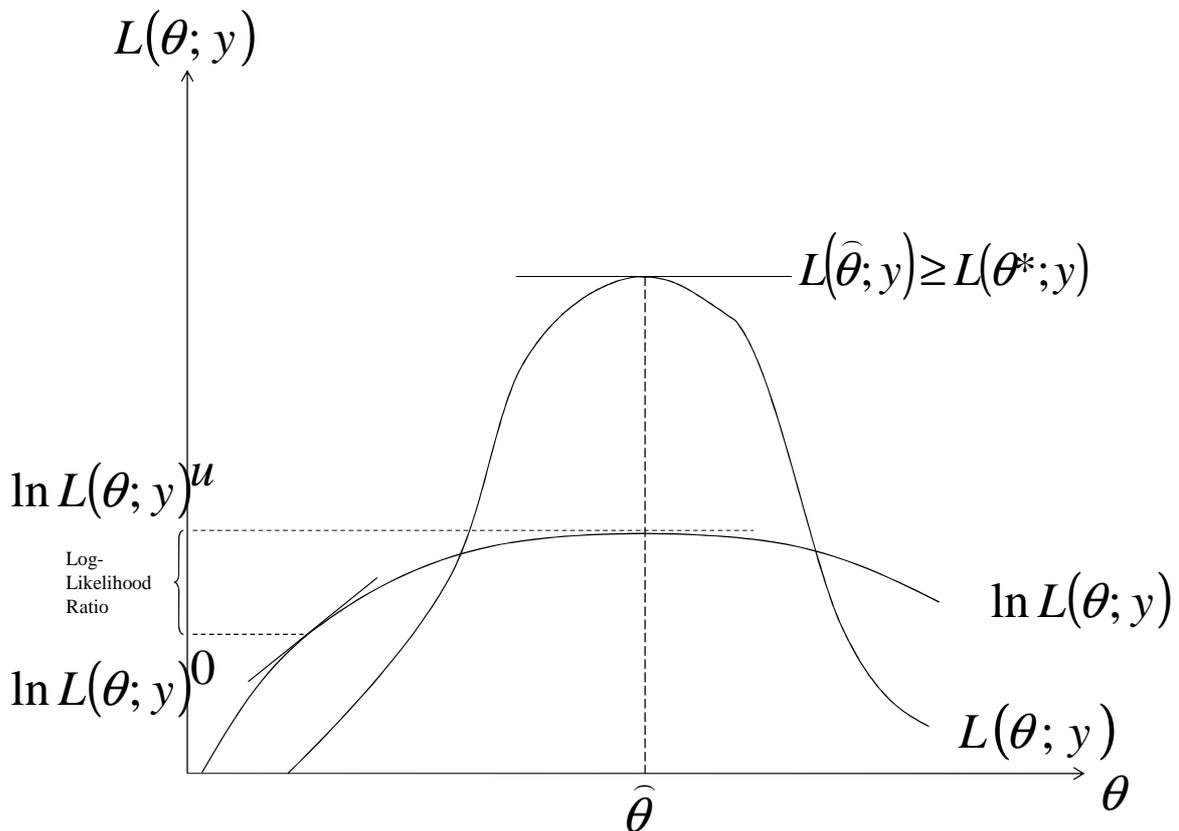
⁷¹ $f(y_1, y_2, \dots, y_n | \theta) = \prod_{i=1}^n f(y_i | \theta) = L(\theta; y)$

⁷² In der Praxis wird die Likelihood-Funktion zur Reduktion des Rechenaufwandes logarithmiert.

⁷³ Zur Maximierung der Log-Likelihood-Funktion eignet sich beispielsweise der Newton-Raphson-Algorithmus, welcher die erste und zweite Ableitung als Kriterien zur Maximierung verwendet; vgl. Train (2003 S. 191 ff) und Maier und Weiss (1990 S. 84-87).

diesen Prozess für eine unlogarithmierte und eine logarithmierte Likelihood-Funktion.⁷⁴ Der Schätzer $\hat{\theta}$ ist dann erreicht, wenn er sich an dem in der Grafik abgebildeten Tangentialpunkt befindet, an dem gilt: $L(\hat{\theta}; y) \geq L(\theta^*; y)$.

Abbildung 15: Maximum-(Log-)Likelihood-Funktion



(Eigene Darstellung in Anlehnung an Green 2008, S. 485 und S. 499)

Für weitere Eigenschaften des Maximum-Likelihood-Schätzers, insbesondere in Hinblick auf seine asymptotischen Eigenschaften, sei an dieser Stelle auf die umfangreiche Fachliteratur verwiesen. Besonders empfehlenswert sind die Ausführungen von Green (2008 S. 482 ff).

⁷⁴ Das Maximum einer Funktion ändert sich durch die Logarithmierung nicht, der Rechenaufwand reduziert sich dadurch sogar.

Modellqualität und Teststatistik für die Maximum-Likelihood-Schätzungen (MLS):

Die Modellqualität einer MLS wird anhand der geschätzten Log-Likelihood-Funktion $\ln L(\theta)$ analysiert. Ausgangspunkt dafür ist das bereits im Eingang dieses Abschnittes dargestellte Prinzip der MLS, wonach Parameter (β) gesucht werden, für die die Wahrscheinlichkeit der beobachteten Auswahlentscheidungen am höchsten ist. Das ist wiederum der Fall, wenn $\ln L(\theta)$ ein Maximum erreicht. Aufbauend auf den Likelihood-Ratio-Test⁷⁵ wird deshalb mit dem Pseudo-R² untersucht, inwiefern die Maximierung von $\ln L(\theta)$ dazu beigetragen hat, das Modell besser zu veranschaulichen. Hierfür wird ein prozentualer Wert errechnet, welcher in der Literatur auch als Pseudo-R² bekannt ist.⁷⁶

$$Pseudo - R^2 = 1 - \frac{\ln L(\theta)^u}{\ln L(\theta)^o} \quad (4.31)$$

Das Kürzel u steht für den $\ln L(\theta)$ -Wert, der entsteht, wenn das MLS sein Maximum erreicht hat. Mit dem Kürzel o ist der $\ln L(\theta)$ -Wert gemeint, der entsteht, wenn sämtliche Parameter Null betragen bzw. nur die Konstante das Modell erklärt. Das Pseudo-R² drückt also den Beitrag der Maximierung zur Erklärung des Modells aus. Mit dem Pseudo-R² können Werte zwischen 0 und 1 produziert werden, wobei Werte zwischen 0,2 und 0,4 bereits auf eine adäquate Modellqualität hinweisen.⁷⁷

Exkurs (Offene Integrale): Maximum-Simulated-Likelihood:

Die (Log)-Likelihood-Funktion, wie sie in der Abbildung 15 gezeigt ist, ergibt sich letztlich aus den beobachteten Entscheidungen, deren Wahrscheinlichkeiten analytisch berechenbar sind. Nachfolgend wird das einfache Multinominale Logit-Modell noch einmal mit einem auf eins normierten Skalenfaktor wiedergegeben.

⁷⁵ Vgl. Green (2008 S. 498); Maier, Weiss (1990 S. 89) und Ben-Akiva, Lerman (1985 S.28).

⁷⁶ Vgl. Long, Scott (2006 S. 109) und Maier, Weiss (1990 S. 91).

⁷⁷ Vgl. Louviere et al. (2000 S.54)

$$P_{in} = \frac{e^{V_{in}}}{\sum_{j \in C_n} e^{V_{jn}}} \quad (4.32)$$

Wenn nun z. B. ein Mixed-Logit-Modell berechnet werden soll, können die Wahrscheinlichkeiten wegen des offenen Integrals nicht ohne Weiteres analytisch berechnet werden, wie die Formel 4.33 zeigt:

$$P_{ni} = \int \beta_n \left(\frac{e^{\beta_n x_{ni}}}{\sum_{j \in C_n} e^{\beta_n x_{nj}}} \right) \phi(\beta_n | b, \Omega) d\beta_n \quad (4.33)$$

Die unmittelbare Folge daraus ist, dass die Maximierung der (Log)-Likelihood-Funktion zur Ermittlung eines Schätzers mit der tatsächlichen Auswahlwahrscheinlichkeit nicht umzusetzen ist. Eine Alternative bietet in diesem Fall die Simulation eines Integrals.⁷⁸ Dazu wird ein Erwartungswert gebildet, der der Auswahlwahrscheinlichkeit P_{ni} aus Formel 4.3 entspricht. Train (2003 S. 148 ff) simuliert das Integral, indem er einen Wert aus einer Verteilung f zieht und für diesen die Auswahlwahrscheinlichkeit P_{ni} eines einfachen Multinomialen Logit-Modells berechnet (vgl. Formel 2.0).⁷⁹ Die Wiederholung dieses Schrittes erzeugt eine Reihe von Auswahlwahrscheinlichkeiten, deren Durchschnittswert die simulierte Wahrscheinlichkeit P_{ni}^{Sim} des Mixed-Logit-Modells wiedergibt:

$$P_{ni}^{Sim} = \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R P_{ni} \quad (4.34)$$

⁷⁸ Vertiefend zu den Methoden der Simulation für die Maximum-(Log-)Likelihood-Schätzung vgl. Camaron, Trivedi (2009 S. 113) und Green (2008 S. 573). Eine allgemeine Einführung in die Arbeit mit stochastischen Simulationen wird in Kolonko (2008) gegeben.

⁷⁹ Die Art der Verteilung ist eine ausschlaggebende Entscheidung, die das Schätzergebnis maßgeblich beeinflussen kann.

Die Werte für R geben die zufällig gezogenen Werte aus der Verteilung wieder.⁸⁰ Daraus wird auch deutlich, dass die Menge an Ziehungen von Zufallszahlen einen Einfluss auf das Ergebnis hat. Zusätzlich hat die Entscheidung über die formale Ausführung der Ziehung von Zufallszahlen einen Einfluss auf die Schätzung. Im Anschluss daran kann wie zuvor in der MSL verfahren werden, indem ein Algorithmus für diese simulierte Log-Likelihood-Funktion (SLL) mit den simulierten Wahrscheinlichkeiten⁸¹ zu einem Maximum führt.

4.3 Grenzen der Auswertung von SCEs

Discrete-Choice-Modelle profitieren gegenüber anderen Ansätzen, z. B. der Conjoint-Analyse, vor allem von ihrem ökonomischen Theoriegerüst. Wie die vorhergehenden Modellbeschreibungen bereits gezeigt haben, können heterogene Präferenzen durch unterschiedliche Modellannahmen bzgl. der beobachtbaren und nicht-beobachtbaren Nutzenanteile berücksichtigt werden. Das Potential zur Analyse von Präferenzheterogenitäten mit diskreten Entscheidungsmodellen kann deshalb über die ökonometrische Modellierung der beobachtbaren und nicht-beobachtbaren Nutzenanteile systematisch aufgezeigt werden.

Auf der Seite der **nicht-beobachtbaren Nutzenanteile** bzw. der stochastischen Seite werden die Präferenzheterogenitäten über eine Relativierung der Modellierung der Störtermverteilungen analysiert. Ist der nicht-beobachtbare Nutzenanteil unabhängig, identisch und normal verteilt (z. B. bei der Gumbel-Verteilung), dann gilt die IIA-Restriktion (siehe Abs. 4.1.1). In der Folge können Präferenzheterogenitäten operativ nur noch über sozioökonomische Heterogenitäten (z. B. Einkommen oder Alter) mittels einer Interaktionsvariable aufgedeckt werden. Entscheiden sich Probanden zum Beispiel zwischen drei Umweltzuständen (Alternativen), dann kann jedem Umweltzustand in Relation zu den anderen eine sozioökonomische Gewichtung zugeordnet werden, die Aufschluss darüber gibt, welche sozioökonomischen Gruppen sich schwerpunktmäßig für eine der Alternativen entscheiden würden. Es wäre plausibel, anzunehmen, dass sich einkommensstärkere Probanden eine bessere Umwelt wünschen und auch bereit sind, mehr

⁸⁰ Vertiefend zum Einfluss der Simulation auf die Schätzergebnisse von SCEs siehe Bastin und Cirillo (2010).

⁸¹ Zu den Eigenschaften von SLL siehe Green (2008 S. 573), Hensher et al. (2005 S. 609 ff) und Train (2003 S. 240 ff).

dafür zu zahlen. Sind die Umweltalternativen nicht näher beschrieben und ist zusätzlich eine Status-quo-Alternative gegeben, dann können diese Interaktionsvariablen aus der Status-quo-Alternative und einem sozioökonomischen Charakteristikum bestehen (z. B. Einkommen).⁸² Ein Test auf Signifikanz dieser Interaktionsvariablen könnte auf einen Zusammenhang hinweisen.⁸³ In diskreten Entscheidungsmodellen wird die Status-quo-Alternative auch als alternativenspezifische Konstante (ASK) bezeichnet.⁸⁴ Sie wird im Fall, dass sie z. B. den Ist-Zustand eines Umweltzustandes beschreibt, als Basisnutzen interpretiert. Das heißt: Ist sie allein, ohne weitere Interaktion mit anderen Variablen, signifikant schätzbar, kann das ein Hinweis darauf sein, dass das Modell nicht sämtliche entscheidungsrelevanten Charakteristika aufweist. Zur Interpretation der ASK und weiteren damit verbundenen Effekten empfiehlt sich Meyerhoff, Liebe (2009). Diese Art der Präferenzheterogenitätsanalyse ermöglicht erste Einblicke in die Präferenzstruktur von Probanden anhand sozioökonomischer Variablen. Eine weitere Möglichkeit zur Handhabung des nicht-beobachtbaren Nutzenanteils ergibt sich durch die Relativierung der IIA-Restriktion innerhalb des Nested-Logit-Modells.⁸⁵ Indem „Nester“ gebildet werden, in denen partiell Korrelationen der Fehlerterme zugelassen sind, können z. B. gegenstandsnahe Umweltalternativen berücksichtigt werden. Eine Analyse dieser Neststruktur kann zudem hilfreiche Einblicke in die Entscheidungsstruktur der Probanden geben und Ähnlichkeiten zwischen Alternativen aufdecken. Eine plausible theoretische Erklärung sollte dem natürlich vorausgehen. Das Heteroskedastische Logit-Modell hingegen modelliert im Entscheidungsmodell durch eine externe Größe explizit die Varianz über den Skalenfaktor.⁸⁶ Hier ist jedoch eine klare Plausibilitätsannahme hinsichtlich der Erklärung der Varianz durch die externe Größe nötig. Ein Annahmentest kann hilfreiche Informationen darüber geben, welche Faktoren sich auf die Sicherheit im Entscheidungsverhalten auswirken. Eine völlige Relativierung der IIA-Restriktion, d. h.,

⁸² Entscheidungsexperimente, in denen Alternativen kein Label bzw. keine Bezeichnung besitzen, nennt man generische oder quasi-generische Experimente.

⁸³ Bennett et al. (2004) nutzen diesen Ansatz beispielsweise, um zu testen, ob es Präferenzheterogenitäten für den Erhalt von Ortschaft/Gemeinschaften in Australiens ländlichem Raum gibt.

⁸⁴ Anwendungen eines quasi-generischen SCEs finden sich z. B. in Liebe (2007).

⁸⁵ Eine Anwendung des Nested-Logit-Modells ist z. B. in Yan et al. (2008) zu finden.

⁸⁶ Anwendungen für das Heteroskedastische Logit-Modell sind z. B. in DeShazo, Fermo (2002) und Swait, Adamowicz (2001) zu finden.

eine explizite Berücksichtigung sämtlicher Korrelationen innerhalb des nicht-beobachtbaren Nutzenanteils wird im Multinomialen Probit-Modell erreicht.⁸⁷ Hierbei können alle Varianzen einzelner Alternativen miteinander korrelieren, so dass sämtliche Geschmacksheterogenitäten berücksichtigt werden. Einschränkend wirkt allerdings, dass a priori von einer multivariaten Normalverteilung der Störterme ausgegangen wird, was nicht zwingend korrekt ist und zu unplausiblen Koeffizientenvorzeichen führen kann.

Neben der Modellierung der Störtermverteilung zur Abbildung des nicht-beobachtbaren Nutzenanteils gibt es die Möglichkeit, den **beobachtbaren Nutzen** explizit zu spezifizieren. Das Mixed-Logit-Modell geht dabei von einer expliziten, a priori festgelegten Verteilung des beobachtbaren Nutzenanteils aus.⁸⁸ Der Vorteil dieses Ansatzes liegt in der Aufdeckung von Heterogenitäten, da zusätzlich zu den Mittelwerten Standardabweichungen für die jeweiligen Verteilungen geschätzt werden. Damit kann u. a. die Verteilung der Zahlungsbereitschaften für einzelne Attribute oder die absolute Zustimmungsbereitschaft bzgl. kostenträchtiger Umweltveränderungen analysiert werden.⁸⁹ Im Sinne des Latent-Class-Ansatzes können auch homogene Präferenzen innerhalb a priori festgelegter Klassen geschätzt werden.⁹⁰ Mit der Analyse von Entscheidungen mithilfe des Bayes-Ansatzes sind zudem individuelle Präferenzen abbildbar.⁹¹ Abbildung 16 fasst die Möglichkeiten der Berücksichtigung des deterministischen Nutzens noch einmal zusammen.

⁸⁷ Eine Anwendung des Multinomialen Probit-Modells wird in Ku und Yoo (2010) beschrieben.

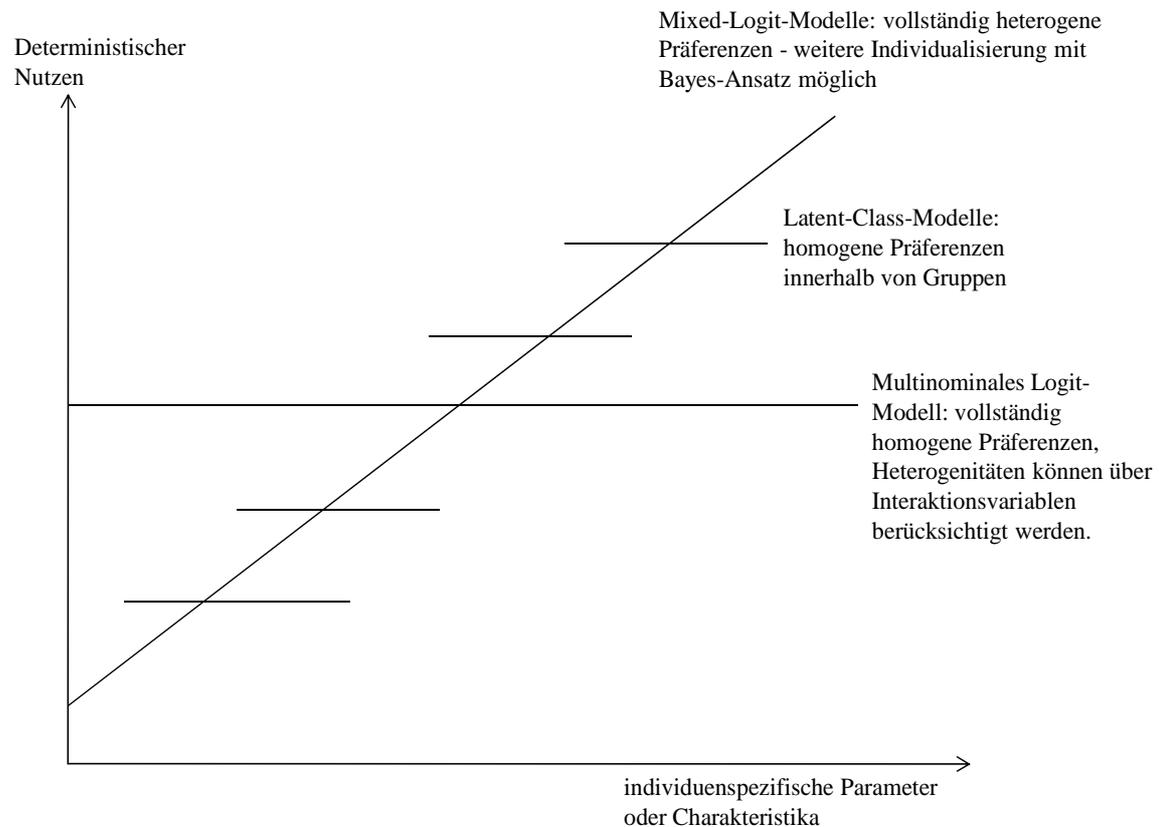
⁸⁸ Eine detaillierte Übersicht zur Anwendung des Mixed-Logit-Modells ist in Train (2003 S. 138) dargestellt.

⁸⁹ Hensher et al. (2005 S. 620) weisen an dieser Stelle darauf hin, dass die Herleitung der Verteilung der Zahlungsbereitschaften aus dem Mixed-Logit-Modell erhebliche Unsicherheiten beinhaltet, da eine korrekte Abbildung der Standardabweichung der Zahlungsbereitschaften nur approximativ möglich ist. Vertiefend dazu siehe Hole (2006b).

⁹⁰ Eine Anwendung des Latent-Class-Ansatzes ist in Birol et al. (2006) zu finden.

⁹¹ Vgl. Train (2003 S. 265 ff)

Abbildung 16: Einordnung diskreter Entscheidungsmodelle nach deterministischem Nutzen



(Quelle: Maier und Weiss 1990, S.201, geändert)

In Abbildung 16 sind auf der y-Achse der deterministische Nutzen und auf der x-Achse mögliche Parameter, die diesen deterministischen Nutzen bestimmen, abgebildet. Die horizontale Linie verdeutlicht die IIA-Restriktion des multinomialen Logit-Modells: Es wird von einem repräsentativen Individuum (homogene Präferenzen) ausgegangen. Die kurzen horizontalen Linien, die als eine Art Treppenfunktion abgebildet sind, entsprechen dem Ansatz des Latent-Class-Modells. Dabei werden die Individuen a priori in Klassen aufgeteilt, innerhalb derer sie homogene Präferenzen besitzen. Die diagonale Linie symbolisiert die stetige Reduktion der Probandengruppen mit homogenen Präferenzen auf einzelne Individuen. Die Folge ist, dass der deterministische Nutzen anhand vollständig heterogener Präferenzen dargestellt wird.

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass diskrete Entscheidungsmodelle gegenwärtig umfangreiche Möglichkeiten zur Analyse von Präferenzen besitzen. Insbesondere die Ansätze des Mixed-Logit-Modells stellen sehr detaillierte Informationen zur Verfügung.

Damit verbunden sind jedoch auch hohe Unsicherheiten: So können Mixed-Logit-Modelle nur durch Simulationsverfahren mit a priori festgelegten Verteilungen und einer Auswahl über die Art der Pseudozufallszahlen geschätzt werden (vgl. 4.1.6). Einfache Modelle wie das Multinominale Logit-Modell leiden hingegen an den einschränkenden Restriktionen wie z. B. der IIA-Restriktion, die ihre Aussagekraft verringern. Hier muss der Forscher einen Kompromiss zwischen der Unsicherheit von Simulationen und dem Informationsverlust einfacherer Modelle eingehen. Für alle hier aufgeführten diskreten Entscheidungsmodelle gilt jedoch, dass nur analysiert werden kann, was auch beobachtet wurde und statistisch vertretbar ist, oder mit den Worten von Train ausgedrückt: „There is a natural limit on how much one can learn about things that are not seen.“ (Train 2003, S. 145)

4.4 Auswahl geeigneter Discrete-Choice-Modelle für diese Arbeit

Discrete-Choice-Modelle bilden die eigentliche Klasse von Modellen, mit denen die durch SCEs erhobenen Daten ausgewertet werden können. Eine Schlussfolgerung aus dem Überblick über die Discrete-Choice-Modelle ist, dass man Probanden in Abhängigkeit vom ausgewählten Modell ex post unterschiedliche Annahmen über ihre Präferenzen unterstellen kann. Welches Modell ausgewählt wird, hängt also nicht nur von der Datenqualität, sondern auch von einer theoretischen Begründung ab.

Ziel ist es, den Beitrag von SCEs zur Erklärung der gesellschaftlichen Nachfrage aufzuzeigen. Folglich bilden theoretische Erklärungen zur gesellschaftlichen Nachfrage wie in Kapitel zwei den Rahmen für die Auswahl der Modelle. Ausgangspunkt ist, dass die Probanden potenzielle Wähler sind. Ist das der Fall, ergeben sich unter Beachtung des Kandidatenkalküls (Wiederwahlwunsch) die nachfolgenden Überlegungen zur Erklärung einer gesellschaftlichen Nachfrage:

- (i) *Repräsentatives Individuum:* Im einfachen Fall kann für den Wähler ein repräsentatives Individuum angenommen werden. Vor dem Hintergrund einer Budgetrestriktion, z. B. durch die Steuerabgaben des Wählers, kann der Kandidat dann auf Grundlage der Präferenzen des repräsentativen Individuums eine relative Gewichtung zwischen den Umweltattributen der Umweltqualität (Wasser, Boden,

Landschaft, Artenvielfalt und Luft) vornehmen. Für den Kandidaten gilt dabei, dass er gemäß der relativen Gewichtung der Umweltattribute ein Politikangebot z. B. in Form einer prozentualen Gewichtung des Budgets für die Umweltattribute tätigt. Die Annahme des repräsentativen Individuums entspricht der Annahme homogener Präferenzen, wie sie auch für die Aufdeckung der Präferenzen im Multinomialen Logit-Modell angenommen werden. Nach der Schätzung des Modells kann die Substitutionsbeziehung der Koeffizienten der geschätzten Nutzenfunktion genutzt werden, um die relativen Gewichtungen der Umweltattribute herzuleiten.

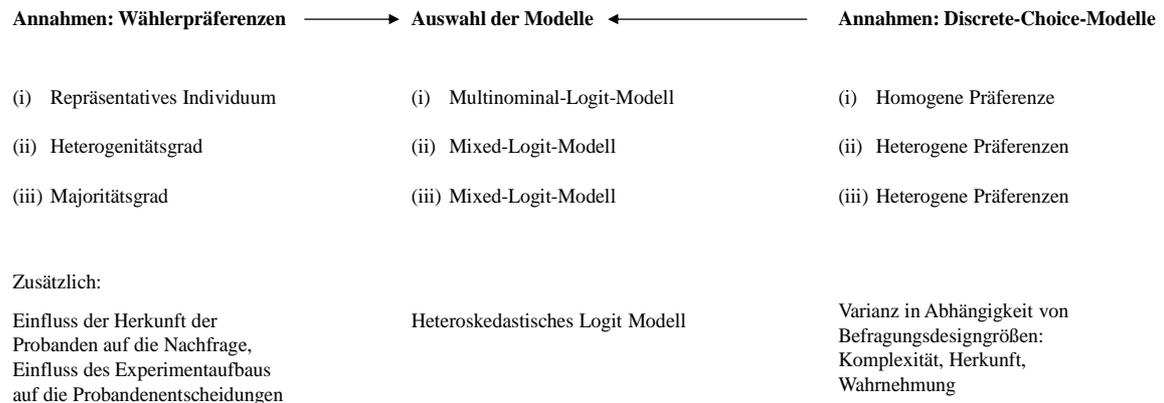
- (ii) *Heterogenitätsgrad:* Für die Wähler kann auch angenommen werden, dass sie heterogene, d. h. individuenspezifische Präferenzen besitzen. Dann wäre für den Kandidaten eine relative Gewichtung der Umweltattribute auf Grundlage homogener Präferenzen nicht mehr möglich. Er könnte sich jedoch den Umstand der Präferenzheterogenität zu Nutze machen und die Umweltattribute danach differenzieren, wie homogen bzw. heterogen die Präferenzen der Wähler bei den Auswahlentscheidungen für jedes einzelne dieser Umweltattribute waren. So hätte er wiederum die Möglichkeit aus individuenspezifischen Präferenzen eine relative Gewichtung für die einzelnen Umweltattribute zu erlangen. Den höchsten prozentualen Budgetbeitrag für ein Umweltattribut in Relation zu den Anderen würde der Kandidat dann dem Umweltattribut zusprechen, das die homogensten Wählerpräferenzen aufweist. Die Annahme heterogener Präferenzen kann u. a. im Mixed-Logit-Modell abgebildet werden. Operativ muss in diesem Modell jedoch zunächst eine Annahme darüber getroffen werden, wie die Präferenzen für jedes einzelne Umweltattribut verteilt sind (z. B. Normalverteilung). Ist eine geeignete Annahme für die Verteilung der Präferenzen gefunden, dann kann der Grad der Präferenzheterogenität anhand der geschätzten Standardabweichungen abgelesen werden, die umso größer ist je heterogener die Präferenzen sind.
- (iii) *Majorität:* Ausgehend von der Annahme heterogener Wählerpräferenzen könnte sich der Kandidat auch die individuellen Auswahlentscheidungen der Wähler hinsichtlich einer Verbesserung bzw. einer Verschlechterung der Umweltattribute im Einzelnen zu Nutze machen. Aus dieser Beobachtung lässt sich abzählen, wann der einzelne Wähler eine Auswahl für eine Umweltalternative getroffen hat, bei der ein bestimmtes Umweltattribut (z. B. Wasser) im Vergleich zum Status quo

verbessert bzw. verschlechtert wurde. Eine Verteilung der Auswahlentscheidungen zeigt dabei an, wie oft einer Verbesserung bzw. einer Verschlechterung eines Umweltattributes zugestimmt wurde. Diese Beobachtung kann für jedes Umweltattribut gewonnen werden. Die Zustimmungsanteile für eine Verbesserung der untersuchten Umweltattribute können dann in eine relative Beziehung zueinander gesetzt und verglichen werden. Den höchsten prozentualen Budgetbeitrag für ein Umweltattribut in Relation zu den Anderen würde der Kandidat dann dem Umweltattribut zusprechen, das die meisten Zustimmungen für eine Verbesserung erhalten hat. Die Annahme heterogener Präferenzen kann auch hier mit dem Mixed-Logit-Modell abgebildet werden, wobei auch hier wiederum eine Verteilung für die Umweltattribute a priori festgelegt werden muss. Die Berechnung der Zustimmungsanteile kann durch die geschätzten Mittelwerte und Standardabweichungen des Mixed-Logit-Modell für die einzelnen Umweltattribute erfolgen.

Aus den Überlegungen i, ii und iii ergeben sich im Zusammenhang mit den Annahmen der Discrete-Choice-Modelle drei unterschiedliche Erklärungen zur gesellschaftlichen Nachfrage nach multiattributiven Gütern. Als adäquate Modelle werden das Multinominale Logit-Modell und das Mixed-Logit-Modell eingesetzt. Zusätzlich wird in dieser Arbeit ein Heteroskedastisches Logit-Modell angewendet. Der Hintergrund dafür liegt nicht unmittelbar in der Politiker-Wähler-Beziehung, sondern in dem Umstand, dass Wählerpräferenzen im Stadt-Land-Verbund in Abhängigkeit von ihrer geographischen Herkunft differieren können. Das Heteroskedastische Logit Modell kann dem Umstand einer geografisch differenzierten gesellschaftlichen Nachfrage Rechnung tragen. Zudem ergibt sich damit die Möglichkeit, den Einfluss des Experimentaufbaus selbst auf das Experiment zu analysieren.⁹² Die nachfolgende Abbildung fasst die Auswahl der Modelle zusammen.

⁹² Vertiefend dazu Abschnitt 5.4

Abbildung 17: Auswahl Discrete-Choice-Modelle zur Analyse des Potentials von SCEs



(Eigene Darstellung)

In Abbildung 17 ist die Auswahl der Discrete-Choice-Modelle, die das Potential von SCEs zur Erklärung der gesellschaftlichen Nachfrage nach multiattributiven Umweltgütern aufzeigen, dargestellt. Danach können homogene und heterogene Wählerpräferenzen mit den Berechnungen nach dem Multinomialen-Logit-Modell und dem Mixed-Logit-Modell erfasst werden. Hieraus ergeben sich drei unterschiedliche gesellschaftliche Nachfragemodelle (i, ii und iii), die das Erklärungspotential von SCEs widerspiegeln. Zusätzlich kann für die Abbildung einer regional differenzierten gesellschaftlichen Nachfrage ein Heteroskedastisches Logit-Modell angewandt werden.

5. Aufbau eines Stated Choice Experiments am Beispiel von Umweltqualität

Dieses Kapitel beschreibt den Aufbau einer SCE-Befragung zur Generierung eines arbeitsfähigen Datensatzes für diese Arbeit. Schwerpunkt bildet dabei die Analyse von Problemen, die mit der Konstruktion eines SCE in Verbindung stehen. Dazu wird in 5.1 ein Überblick zur Beschreibung von hypothetischen Märkten gegeben, wobei der Fokus auf den Methoden zur Beschreibung von Umweltgütern und deren Attributen liegt. Von besonderem Interesse ist, inwiefern sich Umweltgüter beschreiben lassen und welche Konzepte es dazu bereits gibt. In 5.2 wird ein alternativer Ansatz erarbeitet, der die Konstruktion eines hypothetischen Marktes für Umweltgüter auf eine wahrnehmungsbasierte Ebene stellt. Hierzu wird ein empirisches Beispiel gegeben, das als Grundlage für die Entwicklung des SCEs in dieser Arbeit dient. Abschnitt 5.3 beschreibt die Kriterien, die einer effizienten Befragung im Rahmen eines SCEs im Allgemeinen zu Grunde liegen und die in dieser Arbeit praktisch angewandt werden. In 5.4 werden die Möglichkeiten einer Verzerrung der Ergebnisse durch das SCE-Design selbst ins Auge gefasst. Abschließend wird in 5.5 der Befragungsaufbau in Verbindung mit dem Stichprobendesign für diese Arbeit zusammengefasst.

Kurzzusammenfassung des fünften Kapitels:

Die Konstruktion eines SCE ist mit einer Vielzahl von Problemen behaftet, die maßgeblich mit den Eigenschaften eines hypothetischen Marktes zusammenhängen. Dass der Forscher selbst – unter Berücksichtigung des Verzerrungspotentials – geeignete Methoden zur Beschreibung von Umweltalternativen auf hypothetischen Märkten wählt, ist dabei von besonderem Interesse. Gleichzeitig existieren bereits umfangreiche Konzepte wie z. B. Total Economic Value, Ecosystem Services und das Konzept der Multifunktionalität, die die Leistungen multiattributiver Umweltgüter identifizieren und somit die Beschreibung von Umweltgütern vereinfachen können. Da für SCEs die Wahrnehmung der Umwelt entscheidend ist, wurde ein wahrnehmungsbasierter Ansatz entwickelt, der der subjektiven Umweltwahrnehmung einzelner Probanden gerecht wird (Repertory-Ansatz). Dabei reduziert eine effektive Versuchsplanung für SCEs den

Befragungsaufwand. Auf die Frage hin, inwiefern das Entscheidungsverhalten der Probanden beeinflusst werden kann, werden drei potentielle Einflussfaktoren vorgestellt: die Komplexität des SCEs, die Herkunft, sowie die Umweltwahrnehmung der Probanden.

5.1 Methoden zur Beschreibung von Gütern auf hypothetischen Märkten

Eine direkte Nachfragebewertung mit der Methode der SCEs hat das Ziel, die Präferenzen für einen Untersuchungsgegenstand möglichst präzise aufzudecken. Wie bereits in Abschnitt 3.1 beschrieben, simulieren SCEs einen Markt, auf dem Probanden Auswahlentscheidungen für multiattributive Alternativen tätigen, die wiederum vom Forscher beobachtet und anschließend ausgewertet werden können. Um diesen artifiziellen Markt aufzubauen, müssen die Untersuchungsgegenstände aber zunächst beschrieben und anreizkompatibel aufbereitet werden. Die damit verbundenen Probleme und möglichen Herangehensweisen sind in diesem Abschnitt am Beispiel des SCEs dieser Arbeit herausgearbeitet, wobei der Schwerpunkt auf der Beschreibung von Umweltgütern als wählbare Umweltalternativen liegt.

5.1.1 Einführung in die Problematik der Konstruktion eines hypothetischen Marktes

Um die Problematik der Konstruktion eines hypothetischen Marktes zu verdeutlichen, wird im Folgenden ein Beispiel gegeben: Angenommen, ein Forscher möchte wissen, welche Präferenzen die örtliche Bevölkerung für eine Naturschutzmaßnahme besitzt, die in einem anliegenden Wald die Holznutzung verbietet.

SCEs eignen sich hierbei insofern, dass sie die Konsequenzen der Naturschutzmaßnahme a priori auf einem hypothetischen Markt abbilden können. Der Forscher beobachtet die Auswahlentscheidungen von Probanden auf diesem Markt und erhält noch vor der Umsetzung der Maßnahme ein Bild über die Probandenpräferenzen. Probanden könnten auf diesem Markt beispielsweise zwischen einer Alternative wählen, die keine Umweltänderungen beinhaltet (keine Naturschutzmaßnahme) und einer Alternative, die die Naturschutzmaßnahme und deren Konsequenzen beschreibt.

Damit der hypothetische Markt die Probanden dazu veranlasst, Auswahlentscheidungen zu fällen, die ihren tatsächlichen Präferenzen entsprechen, sollte dieser anreizkompatibel sein. Dazu sollte der Forscher die wählbaren Alternativen (Naturschutzmaßnahme oder keine Naturschutzmaßnahme) so beschreiben, dass sie für den Probanden sämtliche entscheidungsrelevanten Informationen enthalten⁹³ und er das Gefühl erhält, mit seiner Auswahlentscheidung eine tatsächliche Wirkung zu erzielen.⁹⁴ Daneben muss der Forscher aber auch ein umfassendes Verständnis dafür entwickeln, wie die Probanden den Untersuchungsgegenstand – im vorliegenden Beispiel den Wald, der geschützt werden soll – wahrnehmen.⁹⁵ Denkbar ist, dass sich durch die Naturschutzmaßnahme die Artenvielfalt vergrößert. Zusätzlich ist vorstellbar, dass der Regionaltourismus zunimmt. Außerdem könnten Arbeitsplatzvolumen, Wirtschaftskraft, Bodenqualität oder auch die Wasserqualität in der Region betroffen sein. Entscheidend für die Präferenzhebung auf dem hypothetischen Markt ist, welcher der genannten Effekte zur Beschreibung der Alternativen ausgewählt wird. Eine solche Auswahl ist bereits mit hohem Verzerrungspotential verbunden, da sie den hypothetischen Markt als Entscheidungsgrundlage einschränkt. Ein Holzunternehmer würde z. B. auf den negativen Effekt für das Arbeitsplatzvolumen in der Holzindustrie und auf die Folgen für die lokale Wirtschaft aufmerksam machen, der Naturschützer hingegen auf die Bedeutung der Artenvielfalt. Ist dem Forscher für diese Problematik eine zufriedenstellende Lösung gelungen, muss er entscheiden, wie er die ausgewählten Effekte auf dem hypothetischen Markt beschreibt. Dazu muss er wissen, was die Probanden unter den einzelnen Effekten verstehen. Der Effekt, den die Naturschutzmaßnahmen auf das Arbeitsplatzvolumen haben, kann z. B. über einen quantitativen Indikator (z. B. Anzahl der Arbeitsplätze) ausgedrückt werden.⁹⁶ Bei der Beschreibung der Artenvielfalt oder der Wasserqualität gestaltet sich die Beschreibung jedoch weitaus schwieriger. Zwar können auch dafür quantitative Indikatoren gefunden werden, jedoch wird deren Auswahl nie das ganze Spektrum des

⁹³ Vgl. Mathews et al. (2007) und Krupnick, Adamowicz (2007).

⁹⁴ Vgl. Harrison (2007).

⁹⁵ Die Frage der Wahrnehmung bei der Beschreibung des hypothetischen Marktes wird in Abschnitt 5.1.2 ausführlicher dargestellt.

⁹⁶ Colombo et al. (2005) beschreiben innerhalb eines hypothetischen Marktes u. a. das Arbeitsplatzvolumen als quantitatives Attribut.

Attributs umfassen. Artenvielfalt wird oft mit der Anzahl bedrohter Arten beschrieben.⁹⁷ Ein solcher Indikator ist aber höchst ungenau, da er nicht berücksichtigt, welchen Stellenwert Artenvielfalt für den einzelnen Probanden einnimmt.⁹⁸ Für den einen bedeutet sie Pflanzenvielfalt auf der Wiese, für den anderen Tiervielfalt im Zoo. Was passiert mit Arten, die nicht der heimischen Natur angehören bzw. solchen, die sich rapide vermehren? Die Frage der Wahrnehmung nimmt nicht nur bezüglich der Artenvielfalt eine zentrale Stellung bei der Konstruktion hypothetischer Märkte ein.

Als ein weiteres Kriterium der Anreizkompatibilität kommt hinzu, dass der hypothetischer Markt möglichst realistische Alternativen abbilden sollte. Hier sind die Interaktionen zwischen den Einzeleffekten, die mit einer Maßnahme verbunden sind, zu berücksichtigen. Wenn die Naturschutzmaßnahme beispielsweise zu einer größeren Artenvielfalt führt,⁹⁹ könnte im Anschluss daran gefragt werden, in welchem Maße das beispielsweise den Regionaltourismus beeinflusst.

Das Beispiel zeigt, dass die Konstruktion eines hypothetischen Marktes grundsätzlich mit hohen Unsicherheiten verbunden ist, die vor allem in der Gefahr liegen, dass der Forscher nicht richtig abschätzt, wie der Proband den Untersuchungsgegenstand wahrnimmt. In den nachfolgenden Abschnitten sind deshalb Ansätze aufgeführt, die Möglichkeiten zur Beschreibung von Alternativen aufzeigen.

5.1.2 Ansätze zur Beschreibung von Auswahlalternativen auf hypothetischen Märkten

Grundsätzlich kann die Beschreibung von Untersuchungsgegenständen als Alternativen auf hypothetischen Märkten innerhalb von SCEs in zwei Phasen eingeteilt werden: In der ersten (i) muss der Forscher sich für eine Methode entscheiden, mit dem er den Untersuchungsgegenstand beschreibt. In der zweiten Phase (ii) muss er diese Beschreibung für einen hypothetischen Markt transformieren.

⁹⁷ Vgl. Kallas et al. (2007).

⁹⁸ Eine differenzierte Darstellung des Effekts der Artenvielfalt auf die Wahrnehmung von Probanden wird in Lindemann-Matthies et al. (2010) gegeben.

⁹⁹ Schmitz (2007) z. B. analysiert die Interaktionseffekte durch Landschaftsfunktionen, um möglichst realistische Szenarien für das SCE zu entwickeln.

Im Folgenden werden Merkmale, die Untersuchungsgegenstände beschreiben bzw. Maßnahmen charakterisieren, als Attribute bezeichnet.

Für die Frage nach den **Methoden zur Beschreibung von Untersuchungsgegenständen** (i) stehen sehr unterschiedliche Ansätze zur Verfügung. Steiner (2007 S. 207 ff) differenziert diesbezüglich zwischen Verfahren zur Attributfindung für Untersuchungsgegenstände, in welche die **Probanden einbezogen** sind, und Verfahren, in welche die **Probanden nicht einbezogen** sind (vgl. Abbildung 18). Erstere unterteilt er wiederum in direkte und indirekte Verfahren. Bei den **direkten Verfahren** werden die Probanden unmittelbar aufgefordert, Beschreibungen für Attribute zu äußern. Die direkten Verfahren unterteilen sich dabei nochmals in offene und geschlossene Verfahren. Bei den **offenen Verfahren** werden die Probanden z. B. durch bestimmte Fragetechniken animiert, selbst relevante Attribute zu äußern, wobei der Forscher versucht, sich möglichst neutral zu verhalten. Die Repertory-Grid-Technik ist z. B. eine bekannte Methode dafür (vgl. Kleef et al. 2005 und Fromm 1995). Hier werden Probanden aufgefordert für mehrere Untersuchungsgegenstände Ähnlichkeiten und Unterschiede zu nennen. Die Untersuchungsgegenstände sind dabei im Kern identisch, sie unterscheiden sich jedoch in der unterschiedlichen Betonung ihrer Eigenschaften. Beispielsweise könnte Wasser als Umweltgut in Form von Trinkwasser aus der Wasserleitung, in Form von Seewasser im Badensee oder in Form von Sumpfwasser im Wald bewertet werden. Der Proband müsste nun diese drei Wasserarten vergleichen und Attribute äußern, in denen sich zwei der drei Wasserarten ähneln bzw. unterscheiden. Im Resultat äußert der Proband ohne weiteres Zutun des Forschers Merkmale, die eine assoziative Beschreibung des Untersuchungsgegenstandes liefern.

Im **geschlossenen Verfahren** wird der Beurteilungsraum hingegen verringert, indem die Probanden z. B. nur auf vorgegebenen Skalen die Bedeutung verschiedener Attribute beurteilen. Diese Beurteilungen werden dann quantitativ ausgewertet. Die **indirekten Verfahren** sind nach Alpert (1971) als Verfahren definiert, bei denen nicht direkt nach dem Grund für den Kauf eines bestimmten Produktes gefragt wird, sondern der Kaufvorgang an sich im Mittelpunkt steht. Die Probanden werden hinsichtlich eines bestimmten Untersuchungsgegenstandes beobachtet, wobei ihnen der tatsächliche Untersuchungsgegenstand sogar vollständig vorenthalten werden kann. Der Forscher beurteilt die Probanden z. B. einzeln in psychologischen Tests/Interviews oder wertet die

Ergebnisse aus Fokusgruppengesprächen aus.¹⁰⁰ Insbesondere Fokusgruppengespräche bilden eine häufig genutzte Methode (vgl. Morgan et al. 1998 und Morgan 1997). Dabei ist von Vorteil, dass bereits durch die Auswahl der Teilnehmer eine Gewichtung der unterschiedlichen Interessen berücksichtigt werden kann. Zudem profitiert der Forscher vom Prozess der Fokusgruppendifkussion selbst, da er in der Diskusion neue Aspekte zur Merkmalsauswahl und -beschreibung eines Untersuchungsgegenstandes erhält.

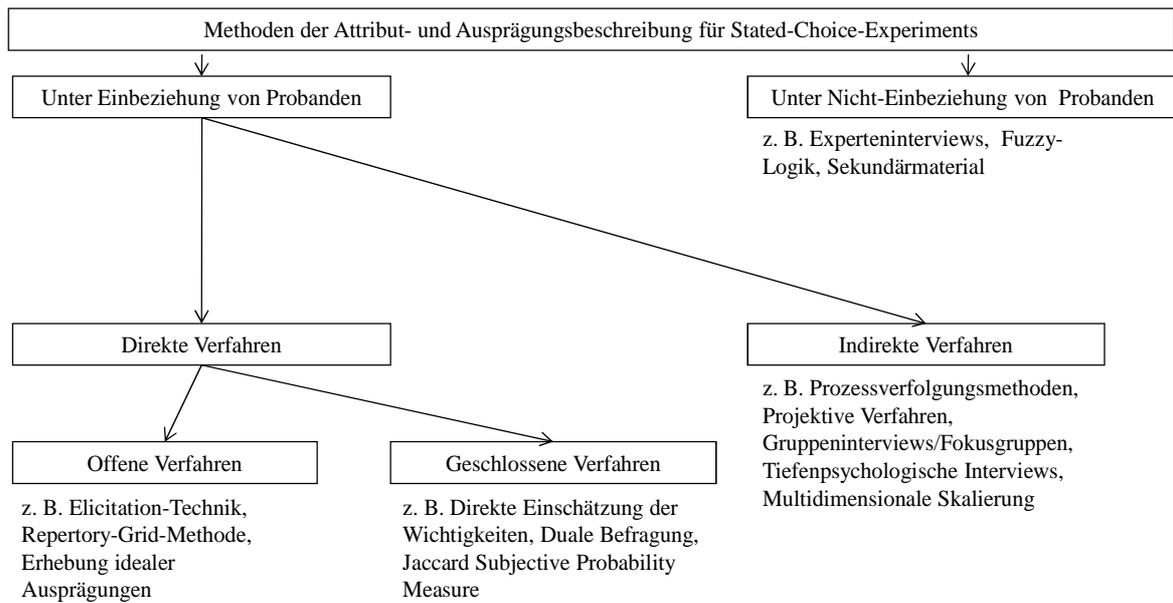
Methoden, in welche die **Probanden nicht einbezogen** sind, stellen oft die günstigste Möglichkeit der Merkmalerhebung dar. So können hinsichtlich des Untersuchungsgegenstandes Experten zu Rate gezogen oder es kann Sekundärmaterial (Literatur) gesichtet werden. Ein relativ neues Instrument in diesem Zusammenhang ist die Implementierung von Expertenwissen durch Fuzzy-Logik (Zadeh 1965). Da hier detaillierte Modelle zur Beschreibung von Ursache-Wirkungsbeziehungen z. B. aufgrund mangelnder Datenverfügbarkeit (Datenbeschaffung ist zu teuer) nicht zur Verfügung stehen, wird verfügbares Expertenwissen regelbasiert formalisiert. Fuzzy-Logik leitet sich aus der Mengenlehre ab, wobei mit "unscharfen Mengen" gearbeitet wird. Bei diesen "Fuzzy-Sets" wird die Zugehörigkeit der einzelnen Elemente durch einen Wert auf dem Einheitsintervall $[0;1]$ ausgedrückt, wobei auf die diskrete Zuordnung durch eine Wahrscheinlichkeitsfunktion verzichtet wird. Mit diesen Zugehörigkeitsfunktionen, die wiederum sehr unterschiedliche Formen annehmen können, fließt in Form einer linguistischen Variable Expertenwissen zur Erklärung eines Zusammenhanges in das Modell ein. Dazu werden die linguistischen Variablen über einfache Wenn-dann-Beziehungen miteinander verknüpft.¹⁰¹

Die nachfolgende Abbildung 18 gibt die genannten Verfahren noch einmal im Zusammenhang wieder.

¹⁰⁰ Zur Gegenüberstellung von Individualinterviews und Fokusgruppengesprächen vgl. Kaplowitz und Hoehn (2002).

¹⁰¹ Eine praktische Anwendung der Fuzzy-Logik findet sich in Sattler (2008).

Abbildung 18: Methoden der Attributebeschreibung /-gewinnung für SCEs

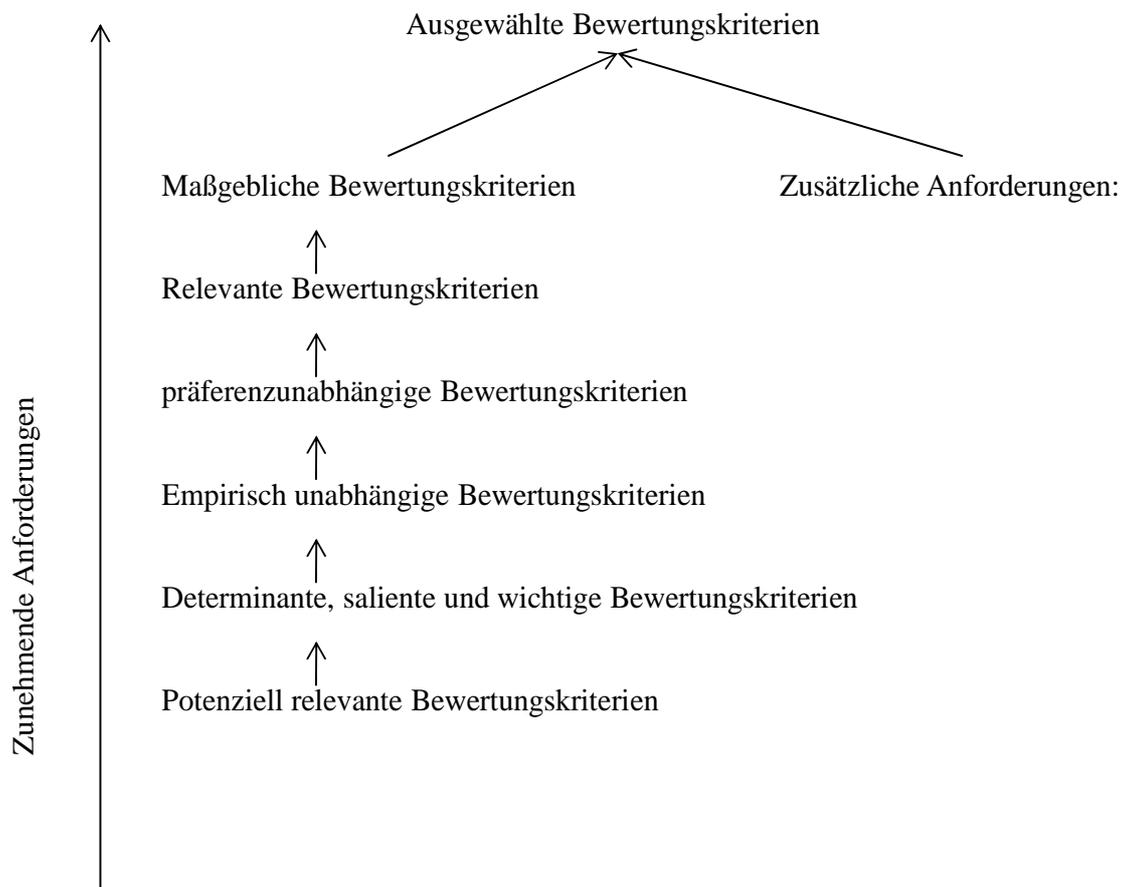


(Aus den Ausführungen von Steiner (2007 S. 207 ff) als Abbildung zusammengestellt und ergänzt)

Welche Methode zur Beschreibung eines Untersuchungsgegenstandes am geeignetsten ist, kann nicht abschließend beantwortet werden. Die Kostenfrage muss hier sicherlich als ausschlaggebend angeführt werden. So bedürfen die Expertenbewertung oder die Sekundärmaterialsammlung keines größeren monetären Aufwandes. Problematisch ist aber, dass diese Ansätze die Probanden bei der Merkmalsgewinnung und -beschreibung ausschließen. Dem Forscher kann „Elfenbeinturmverhalten“ vorgeworfen werden, was zu einer subjektiven Verzerrung führt. Sind die Probanden in den Prozess der Merkmalsgewinnung einbezogen, entsteht die Frage, wie viel und welcher Art Informationen ihnen zur Verfügung gestellt werden sollen. Die Präferenzbekundungen können durch diese Vorabinformationen verzerrt werden, was bei der Wahl der direkten Ansätze berücksichtigt werden muss. Eine Alternative dazu stellen die indirekten Ansätze dar, denn hier besteht die Möglichkeit, sich eingängig mit dem Verhalten einzelner Probanden auseinanderzusetzen und die Informationsbereitstellung mittels psychologischer Test- bzw. Gruppenprozesse (z. B. Fokusgruppeninterviews) genau zu kontrollieren. Das bedeutet aber auch, dass nur kleine Gruppen oder nur einzelne Probanden untersucht werden können. Damit taucht unweigerlich die Frage nach der Verallgemeinerbarkeit der Ergebnisse und nach dem Forschereinfluss auf.

Nach der Beschreibung eines Untersuchungsgegenstandes anhand einer der zuvor aufgezeigten Methoden besteht die Herausforderung der Konstruktion eines hypothetischen Marktes darin, die relevanten Merkmale eines Untersuchungsgegenstandes auszuwählen und in einen hypothetischen Markt zu transformieren. Harth (2006 S. 75) hat sie z. B. wie folgt systematisiert:

Abbildung 19: Bewertungskriterien zur Auswahl von Merkmalen für einen hypothetischen Markt



(Quelle: Harth 2006 S.75, geändert)

In Abbildung 19 wurde eine hierarchische Ordnung der Bewertungskriterien vorgenommen (vgl. Reiners 1996). Danach gehören zu den *potenziell relevanten* Bewertungskriterien diejenigen, die einen potenziellen Einfluss auf die Präferenzen der Probanden haben könnten, indem sie eine quantitative oder qualitative Unterscheidung von

Marktalternativen ermöglichen.¹⁰² Eine Stufe höher befinden sich die determinanten Bewertungskriterien, die im Falle, dass sie sich ändern, bei Probanden eine tatsächliche Präferenzänderung hervorrufen. In diesem Zusammenhang kann noch zwischen salienten und wichtigen Bewertungskriterien unterschieden werden (vgl. Harth 2006, S. 76). Die nächsten zwei Stufen beinhalten die Bewertungskriterien, der *empirische Unabhängigkeit* und der *Präferenzunabhängigkeit*. Beide Kriterien verlangen die vollständig Unabhängigkeit der Bewertungskriterien. Das Bewertungskriterium in der nächsten Stufe betrifft die *Maßgeblichkeit*, die die unmittelbare Beziehung zwischen dem Experiment und dem tatsächlichen Untersuchungsobjekt unterstellt. Das heißt: Nur Merkmale, die auch tatsächlich veränderbar sind, sollten in der Alternativen-Beschreibung inbegriffen sein. Mit den Bewertungskriterien sind Kategorien gegeben, die eine Auswahl von Merkmalen im Kontext von SCEs Attribute erlauben. Davon unabhängig ist bei der Konstruktion eines hypothetischen Marktes immer das Kriterium der Marktalogie zu berücksichtigen (vgl. 3.2).

5.1.3 Hypothetische Märkte für Umweltgüter

Die vorherigen Abschnitte geben einen methodischen Rahmen, mit dessen Hilfe ein hypothetischer Markt für Probanden entwickelt werden kann. Ist der Gegenstand ein komplexes Umweltgut, so gilt zu berücksichtigen, dass es sich dabei um Güter mit den Eigenschaften öffentlicher Güter handeln kann (vgl. 2.2). Dabei stehen gesellschaftliche Präferenzen im Vordergrund, die nicht notwendigerweise mit den individuellen Präferenzen korrelieren müssen.

In der Literatur ist diese Problematik u. a. mit der Frage verbunden, welche Leistungen von Umweltgütern ausgehen und welche Nutzenmotive dahinter stehen. Im Nachfolgenden sind drei etablierte Konzepte dazu vorgestellt. Diese Konzepte versuchen Leistungen, die im Zusammenhang mit der menschlichen Nutzung der Natur stehen, zu identifizieren. Dabei wurden konzeptionelle Klassifizierungen entwickelt, die eine Leistungsidentifikation ermöglichen und somit einen Rahmen für die Auswahl von Umweltattributen für hypothetische Märkte geben.

¹⁰² Die folgenden Ausführungen entsprechen einer gekürzten Zusammenfassung nach Harth (2006 S.75 ff).

Total Economic Value:

Mit dem Total-Economic-Value-Ansatz (TEV) entsteht der Versuch den vollständigen ökonomischen Nutzen eines Umweltgutes zu erfassen. Dabei wird zunächst zwischen dem direkten und indirekten Nutzen differenziert (vgl. Pearce 1993 und Randall, Stoll 1983). Zudem sind auch Options-Werte und Nicht-Nutzen-Werte berücksichtigt. Für die Konstruktion eines hypothetischen Marktes im Rahmen eines SCEs heißt das, dass die Attribute bzw. Merkmale von Umweltgütern nach diesen Nutzenmotiven klassifiziert werden können. Für das Beispiel der Naturschutzmaßnahme, bei der die Abholzung von Wald verboten wird, könnte als direktes Nutzenmotiv z. B. der ungestörte Waldspaziergang (Tourismus) genannt werden. Der indirekte Nutzen könnte sich z. B. in einer höheren regionalen Tourismuswertschöpfung äußern. Hinsichtlich des Optionswertes sind zukünftige Effekte, wie z. B. der Waldspaziergang in 20 Jahren berücksichtigt. Auch Nicht-Nutzenwerte, wie zum Beispiel das Wissen über eine große Artenvielfalt im betreffenden Wald, können in die gegenwärtige Präferenzäußerung einfließen. Der Forscher kann den TEV also nutzen, um relevante Attribute für einen Untersuchungsgegenstand einzugrenzen.

Ökosystem-Dienstleistung:

Ein weiterer Ansatz, der zur Klassifizierung von Umweltgutattributen führen kann, ist mit den sogenannten Ökosystem-Dienstleistungen gegeben. Den Ausgangspunkt für die Systematisierung von Umweltgütermerkmalen bildet dabei der Millennium Ecosystem Assessment Report (MEA). Mit dem MEA haben die Vereinten Nationen (2001) eine Studie in Auftrag gegeben, deren Ergebnis eine umfassende Darstellung der globalen Ökosystem-Dienstleistungen widerspiegelt und weitere Entwicklungen dieser Dienstleistungen anhand von Szenarien bis 2050 prognostiziert. Den konzeptionellen Kern der Studie bildet der Zusammenhang zwischen Ökosystem-Dienstleistungen und Aspekten des menschlichen Wohlbefindens, wobei dem Natur- und Umweltschutz eine besondere Rolle zugestanden wird. Als zentrales Ergebnis der Studie wird hervorgehoben, dass noch niemals zuvor (letzte 50 Jahre) in der Menschheitsgeschichte eine schnellere und intensivere Nutzung der Ökosystem-Dienstleistungen stattgefunden hat. Einkommenssteigerungen erlauben einen stetigen Nachfrageanstieg nach Ökosystem-

Dienstleistungen (z. B. Nahrungsmittelangebot), ziehen aber auch wachsende Ressourcennutzungskosten (z. B. Degradierung von Böden) nach sich. Dieser Trend könnte sich deutlich intensivieren und in einem Widerspruch zu den Millennium-Entwicklungszielen stehen. Inwiefern diese Entwicklungen eintreffen, hängt entscheidend von dem zukünftigen Handeln aller Akteure ab. Anhand der Analyse verschiedener Szenarien empfiehlt das MEA u. a. institutionelle Änderungen, um negativen Trends entgegenzutreten. Mit dem Begriff Ökosystem-Dienstleistungen werden Leistungen mit Ökosystemen verknüpft (Ehrlich und Ehrlich 1981, Daily 1997). Dabei sind Leistungen von Ökosystemen gemeint, die einen direkten Nutzen für den Menschen haben. Daily (1997) definiert den Begriff wie folgt: „conditions and processes through which natural ecosystems, and the species that make them up, sustain and fulfill human life.“ Er meint damit z.B. Erholung, Wasserspeicherungskapazität oder Schutz vor Naturgefahren. Die in den 90er Jahren veröffentlichte Studie von Costanza (1997) mit einer Schätzung der globalen Ökosystemleistungen auf 16 bis 54 Milliarden USD pro Jahr hat Wissenschaftler und Entscheidungsträger dazu veranlasst, sich mit dieser Thematik auseinanderzusetzen. In den letzten 20 Jahren wurden mehr als 1200 Publikationen mit dem Titel „ecosystem services“ publiziert, wobei sie sich jährlich verdoppelten. Das Millennium Ecosystem Assessment (MEA) hat den Begriff „Ökosystemleistung“ in die internationale Politik aufgenommen und in der breiten Öffentlichkeit bekannt gemacht.

Multifunktionalität:

Einen weiteren Ansatz, um Attribute für Umweltgüter zu klassifizieren und zu identifizieren, ist mit dem Multifunktionalitätsansatz gegeben. Die OECD (2001 S. 9) definiert Multifunktionalität wie folgt: “Beyond its primary function of producing food and fibre, agricultural activity can also shape the landscape, provide environmental benefits such as land conservation, the sustainable management of renewable natural resources and the preservation of biodiversity, and contribute to the socio-economic viability of many rural areas. Agriculture is multifunctional when it has one or several functions in addition to its primary role of producing food and fibre.” Weitere Kernelemente der Multifunktionalität im Sinne der OECD sind: „(i) The existence of multiple commodities and non-commodity outputs that are jointly produced by agriculture, and (ii) the fact that some of the non-commodity outputs exhibit the characteristics of externalities or public

goods, with the result that markets for these goods do not exist or function poorly (...)

The particular characteristic that makes an economic activity multifunctional are its multiple, interconnected outputs or effects”(OECD 2001 S.8-9). Wie die Definition der OECD bereits verrät, ist das Konzept der Multifunktionalität stark an den Agrarsektor gebunden. Multifunktionalität liegt gemäß der obigen Definition vor, wenn aus einer ökonomischen Aktivität eine Vielzahl von Wirkungen hervorgehen (vgl. Wüstemann et al. 2008). Diese Definition ähnelt im Grunde der Definition der Entstehung von externen Effekten, wobei ökonomische Handlungen von Akteuren Effekte auslösen können, die nicht über einen Markt internalisiert sind und somit zu einer ineffizienten Marktlösung führen können. Entscheidend am Konzept der Multifunktionalität ist jedoch, was unter dem Begriff Non-Commodity Outputs (NCO) zu verstehen ist bzw. wie NCO kategorisiert werden können, um Attribute für SCEs zu identifizieren. Hylénbroeck et al. (2007) unterteilen NCO im Sinne des Multifunktionalitätsprinzips z. B. in green, blue, yellow and white Funktionen (siehe Abbildung 20). Hieraus ergibt sich ein Gerüst für die Auswahl von Umweltattributen für SCEs.

Abbildung 20: Auswahl von Attributen nach Kategorien des Total-Economic-Value-Konzeptes (TEV), den Klassifizierungen von Ökosystem-Dienstleistungen nach MEA und den Funktionen des Multifunktionalitätsansatzes

Zuordnung der SCE-Attribute	Total Economic Value (TEV)	Ökosystem-Dienstleistungen nach MA	Multifunktionalitäts-Ansatz
...	Direkter Nutzen	Bereitstellungsleistungen: z. B. Biomasse	Green Functions: z. B. Landschaftsmanagement oder Erhalt der Biodiversität
...	Indirekter Nutzen	Regulierungsfunktionen: z. B. Klimaregulierung	Blue Functions: z. B. Wassermanagement, Nutzung von Windenergie oder Hochwasserkontrolle
...		Unterstützungsfunktionen: z. B. Boden als Grundlage für andere Leistungen	Yellow Functions: z. B. Ländliche Kohäsion und Vitalität, In-Wertsetzung historischer und kultureller Gegebenheiten
...	Optionswerte	Zukünftige Werte von Bereitstellungsleistungen, Regulierungsfunktionen und Unterstützungsfunktionen	White Functions: z.B. Nahrungsmittelsicherheit
...	Nicht-Nutzen-Werte	Intrinsische Werte von Bereitstellungsleistungen, Regulierungsfunktionen und Unterstützungsfunktionen	
		Biodiversität	

(Eigene Darstellung)

In Abbildung 20 sind die Klassifizierungen der Konzepte zur Leistungsidentifikation, nach denen auch die Attribute für wählbare Alternativen innerhalb hypothetischer Märkte geordnet werden können, aufgeführt. Die Konzepte stellen durchaus einen geeigneten Rahmen zur Leistungsidentifikation dar. Insbesondere die Ecosystem Services und das Konzept der Multifunktionalität geben Auskunft darüber, inwieweit die Leistungen in einem naturwissenschaftlichen Zusammenhang stehen. Dennoch ist damit nicht geklärt, wie diese Leistungen individuell wahrgenommen werden.

5.2 Design eines wahrnehmungsbasierten SCEs für diese Arbeit

Ziel dieses Abschnittes ist es, einen Weg aufzuzeigen, der die Wahrnehmung von Probanden für Untersuchungsgegenstände als wählbare Alternativen in ein SCEs integriert. Die Voraussetzung dafür stellt eine Theorie zur Erklärung der Umweltwahrnehmung durch Probanden dar. Dabei sollen die im vorherigen Abschnitt aufgezeigten Probleme der Beschreibung von Alternativen berücksichtigt werden. Die Anwendung der hier vorgestellten Theorie zur Wahrnehmung der Umwelt über Konstrukte ist in der Attributerhebung für Stated-Preference-Methoden nicht neu (vgl. Louviere, Wilson 1978 und Timmermans et al. 1982). In dieser Arbeit kommt sie jedoch in einer alternativen Form mit dem Schwerpunkt Umwelt zum Einsatz.

5.2.1 Umweltwahrnehmung über Konstrukte

Die Grundlage für die Erklärung von Umweltwahrnehmung über Konstrukte stammt aus der philosophischen Idee des konstruktiven Alternativismus,¹⁰³ wonach Menschen ihre Wirklichkeit ausschließlich über Alternativen wahrnehmen. Welche Rolle dabei das Konstrukt spielt, soll an einem einfachen Beispiel verdeutlicht werden:¹⁰⁴ Angenommen, ein Mann konstruiert das Verhalten seines Nachbarn als feindselig (Konstrukt). Er schlussfolgert, dass sein Nachbar ihm einen Schaden zufügen würde, hätte er die Gelegenheit dazu. Er testet sein Konstrukt, indem er den Hund seines Nachbarn mit Steinen bewirft. Der Nachbar reagiert erbost und stellt ihn zur Rede. Nun könnte sich der Mann fälschlicherweise in seinem Konstrukt bestätigt sehen. Dieses Beispiel verdeutlicht, dass die Bildung von Konstrukten, d. h., die Wahrnehmung von Realität, subjektiv sein kann. Zudem verdeutlicht das Beispiel, dass der Mensch sich wie ein Forscher verhält: Er bildet ein Konstrukt und testet es. Nachfolgend sind weitere Annahmen aufgeführt, die in diesem Zusammenhang auch Korollarien genannt werden und das Grundverständnis dieses Ansatzes festigen:

¹⁰³ Die Idee zur Theorie bzw. Philosophie des konstruktiven Alternativismus („*constructive alternativism*“) stammt von Kelly (1955), der sie im Rahmen seiner Arbeit als Psychologe entwickelte.

¹⁰⁴ Die nachfolgenden Ausführungen sind aus Kelly (1986) entnommen.

- a) Grundlegendes Postulat: Die Prozesse eines Menschen werden psychologisch durch Mittel und Wege kanalisiert, mit deren Hilfe er Ereignisse antizipiert.
- b) Korollarium der Konstruktion: Der Mensch antizipiert Ereignisse, indem er ihre Wiederholung konstruiert.
- c) Korollarium der Individualität: Menschen unterscheiden sich in ihren Konstruktionen der Ereignisse voneinander.
- d) Korollarium der Organisation: Jeder Mensch entwickelt zur Erleichterung der Antizipation von Ereignissen ein charakteristisches Konstruktsystem, das ordinale Beziehungen zwischen den Konstrukten umfasst.
- e) Korollarium der Dichotomie: Das Konstruktionssystem eines Menschen setzt sich aus einer endlichen Anzahl dichotomer Konstrukte zusammen.
- f) Korollarium der Wahl: Der Mensch wählt für sich die Alternative eines dichotomisierten Konstruktes, von der er sich eine bessere Möglichkeit zur Ausweitung und Definition seines Systems erwartet.
- g) Korollarium des Bereichs: Ein Konstrukt kann zur Antizipation eines begrenzten Bereichs von Ereignissen verwendet werden.
- h) Korollarium der Erfahrung: Das Konstruktionssystem eines Menschen verändert sich im Laufe der Konstruktion von wiederholten Ereignissen.
- i) Korollarium der Veränderung: Die Variation des Konstruktsystems eines Menschen ist von der Durchlässigkeit der Konstrukte begrenzt, in deren Gültigkeitsbereich die Varianten liegen.
- j) Korollarium der Fragmentierung: Der Mensch kann eine Vielzahl von Konstruktionssystemen verwenden, die logisch miteinander unvereinbar sind.
- k) Korollarium der Gemeinsamkeit: In dem Ausmaß, in dem ein Mensch eine Konstruktion der Erfahrung verwendet, welche derjenigen eines anderen Menschen ähnlich ist, gleichen seine psychologischen Prozesse denen des anderen.
- l) Korollarium der Teilnahme am sozialen Prozess: In dem Ausmaß, in dem ein Mensch die Konstruktionsprozesse eines anderen beeinflusst, kann er eine Rolle in dem sozialen Prozess spielen, der den anderen mit einschließt.

Kelly (1955) entwickelte aufbauend auf diesem Menschenbild empirische Ansätze, die die subjektiv gebildeten Konstrukte einer quantitativen Analyse zugänglich machen. Ausschlaggebend dafür ist die Annahme, dass die Konstruktbildung über Gegensätze

erfolgt. Das heißt, Menschen sehen große oder kleine, schöne oder hässliche Dinge. In der Literatur und in Bezug auf die Frage der Attributerhebung ist vor allem die Repertory-Grid-Methode bekannt (vgl. Fromm 2004). Eine Anwendung dieser Methode bei der Beschreibung von Umweltgütern findet sich z. B. bei Home et al. (2007) und Hunziker (1995), eine unmittelbare Anwendung mit Bezug zu SCEs bei Harth (2006).

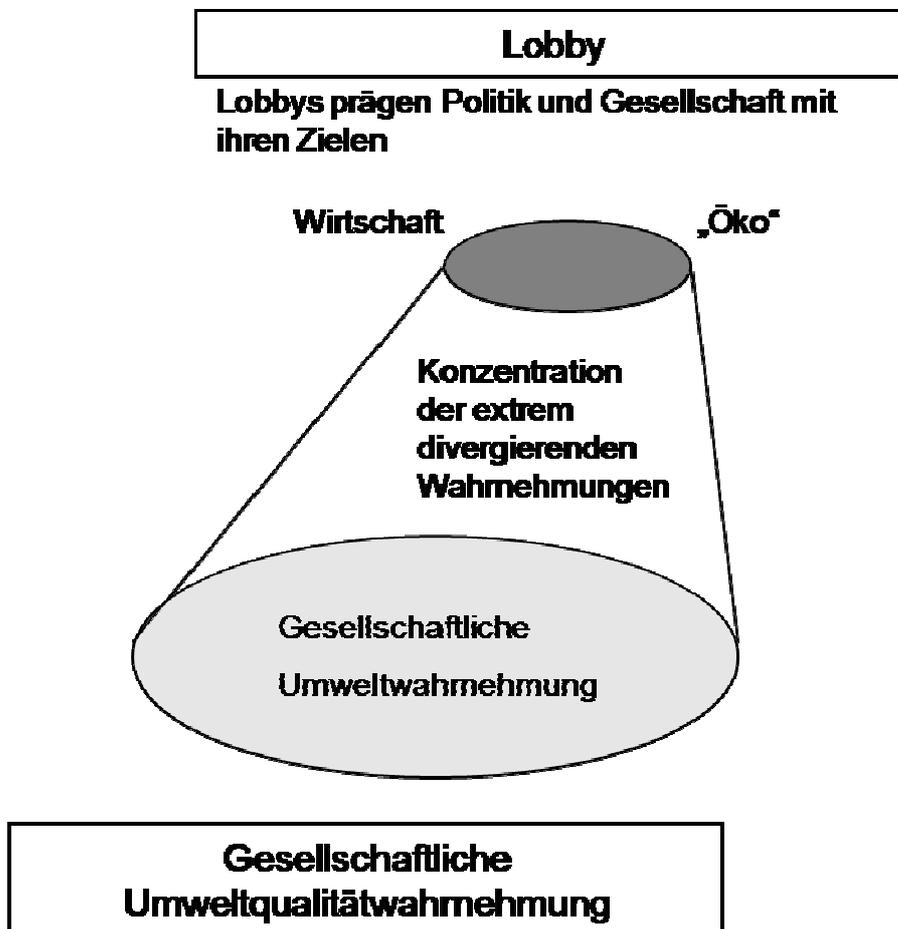
5.2.2 Kellys (1955) Repertory-Ansatz: Ein empirisches Beispiel mit dem Pyramidenansatz

Für die Beschreibung von Umweltattributen des in dieser Arbeit angewandten SCEs wurde eine alternative Form der Implementierung von Kellys (1955) Ansatz gewählt. Diese Form nennt sich Pyramiden-Ansatz (vgl. Fromm 2004). Der Unterschied zur Repertory-Grid-Methode besteht darin, dass dieser Ansatz bereits Attribute vorgibt, deren Ausprägungen dann in einem offenen Interviewstil beschrieben werden. Dem Probanden werden zudem keine Informationen über das Untersuchungsobjekt an sich gegeben. Die Idee besteht darin, solche Kontrastpole für vorgegebene Attribute zu erhalten, wie sie auch bei der Konstruktbildung im Rahmen des konstruktiven Alternativismus erhalten werden.

In der praktischen Umsetzung wird dem Probanden zunächst ein Attribut wie z. B. Wasser vorgegeben. Hierauf wird derjenige gebeten, dieses Attribut mit Adjektiven zu beschreiben. Falls der Proband Wasser mit dem Merkmal „sauber“ in Verbindung bringt, wird er gebeten zu erklären, was denn sauberes Wasser für ihn ausmacht. Falls der Proband mit sauberem Wasser gesundes oder stilles Wasser assoziiert, wird er wiederum gebeten, gesundes Wasser zu beschreiben usw. Diese Fragetechnik wird solange fortgeführt, bis das Repertoire des Probanden bzgl. des Attributs Wasser ausgereizt ist. Pyramidenmäßig ergeben sich durch die wiederholte Befragung immer mehr unterschiedliche Adjektive für ein und dasselbe Attribut. Anschließend wird der Proband aufgefordert für jedes genannte Adjektiv ein gegensätzliches zu nennen. Für sauberes Wasser könnte als Gegensatz verschmutztes Wasser, für gesundes gesundheitsschädigendes Wasser genannt werden. Anschließend werden alle Kontrastpaare quantitativ ausgewertet (z. B. nach Häufigkeit) und in eine Rangordnung gebracht, die die Wasserkonstrukte in ihrer Bedeutung für den Probanden ordnet. Diese Fragetechnik kann natürlich auch für andere Umweltgüter umgesetzt werden. Von Vorteil ist, dass die so erhaltenen Konstruktpaare für verschiedene

Umweltgüter kombiniert werden können und so ein Gesamtkonstrukt für die Umwelt abbilden. Betrachtet man die Kontrastpaare als Pole einer bipolaren Skala, kann ein Raum für komplexe Umweltkonstrukte geschaffen werden. Der offene Interviewstil, der sehr unterschiedliche Beschreibungen für die Attribute hervorbringt, ist vorteilhaft. Problematisch ist jedoch die Frage, wie viele Interviews zu führen sind bzw. wer interviewt wird. Dafür eignet sich eine Approximation bzw. Reduktion der gesellschaftlichen Nachfrage auf relevante Akteure.¹⁰⁵ Abbildung 21 zeigt das entsprechende Vorgehen dafür.

Abbildung 21: Approximation der gesellschaftlichen Nachfrage



(Eigene Darstellung in Anlehnung an Home et al. 2007)

¹⁰⁵ Home et al. (2007) nutzen diesen Ansatz, um eine breite Vielfalt an Akteuren abzubilden.

In Abbildung 21 ist das Konzept zur Approximation der gesellschaftlichen Wahrnehmung wiedergegeben. Die Idee besteht darin, durch eine geringe Anzahl von Akteuren, die die Wahrnehmung der Menschen beeinflussen, Rückschlüsse auf die Wahrnehmung der Gesellschaft zu ziehen. Da das Untersuchungsobjekt die Umwelt ist und die Probanden die Wähler sind, stellen Agrar-Lobby-Verbände hier geeignete Akteure dar. Sie versuchen Wähler und Politiker zu beeinflussen und verbreiten lobbyorientiertes „Expertenwissen“ in sämtlichen Schichten (Administration, Parteien, Arbeitgeber, Arbeitnehmer usw.) der Gesellschaft. Lobbys sind in Abbildung 21 mit der dunkelgrauen Ellipse gekennzeichnet, während die hellgraue Ellipse die gesellschaftliche Wahrnehmung widerspiegelt. Um eine möglichst breite Wahrnehmung abzubilden, können bei der Auswahl der Lobby-Verbände gerade die gegensätzlichen Verbände berücksichtigt werden. In der Abbildung 21 wird das durch das Gegensatzpaar rein wirtschaftliche und rein ökologische Lobby angezeigt.

Für das in dieser Arbeit angewandte SCEs ist der Pyramiden-Ansatz zur Beschreibung von vorgegebenen Attributen umgesetzt worden. Ziel war es dabei, die Wahrnehmung für die Umweltgüter Wasser, Boden, Landschaft, Artenvielfalt und Luft zu erfassen, um sie anschließend in ein wählbares Alternativenformat für den hypothetischen Markt zu transformieren. Dabei wurde wie folgt vorgegangen:

In Anlehnung an die Approximation der gesellschaftlichen Wahrnehmung für die Umweltgüter Wasser, Boden, Landschaft, Artenvielfalt und Luft sind zunächst Lobby-Verbände identifiziert worden. Zur Festlegung geeigneter Lobby-Verbände diente die 2007 veröffentlichte Verbandsliste vom Landesumweltministerium Brandenburg, aus welcher 30 Verbände nach divergierenden Interessen (Wirtschaftliche Ziele (15) – Umweltschutz-Ziele (15)) ausgewählt wurden. Jeweils sechs Wirtschaftsverbände und sechs Umweltschutzverbände sowie ein Landschaftspflegeverband – welcher sich nach eigenen Aussagen zwischen den Interessen angesiedelt sieht – haben sich für ein Interview bereiterklärt und daran teilgenommen. Als Interviewpartner wurden explizit Personen erfragt, die für die Kommunikation mit der Öffentlichkeit verantwortlich waren. Im Schnitt dauerte ein Interview zwischen 25 und 45 Minuten. Dabei wurde so vorgegangen, wie es bei der Beschreibung des Pyramiden-Ansatz erklärt worden ist: Zunächst wurden sämtliche positiven Adjektive für ein Umweltattribut aufgeschrieben und im Anschluss sämtliche negativen. Dieser Vorgang ist für jedes Umweltattribut wiederholt worden.

In Tabelle 1 sind die Beobachtungen der Interviews aufgeführt. Als *einfache Beobachtungen* sind sämtliche positiven und negativen Adjektive zusammengefasst. Aus

den insgesamt 13 Interviews (sechs pro Wirtschaft, sechs pro Umwelt und einer für Umwelt und Wirtschaft) sind in Bezug auf die Wahrnehmung von z. B. Wasser insgesamt 180 (davon 90 positive und 90 negative) Adjektive genannt worden, woraus sich 90 verschiedene Kontrastpaare ergeben. In der Tabelle 1 sind die am häufigsten genannten drei Kontrastpaare eingetragen. Wasser wird einerseits als sauber, trinkbar, klar und andererseits als schmutzig, belastet, verseucht wahrgenommen. Die Adjektive stellen das gesellschaftlich benutzte Repertoire zur Beschreibung der Umweltattribute dar.

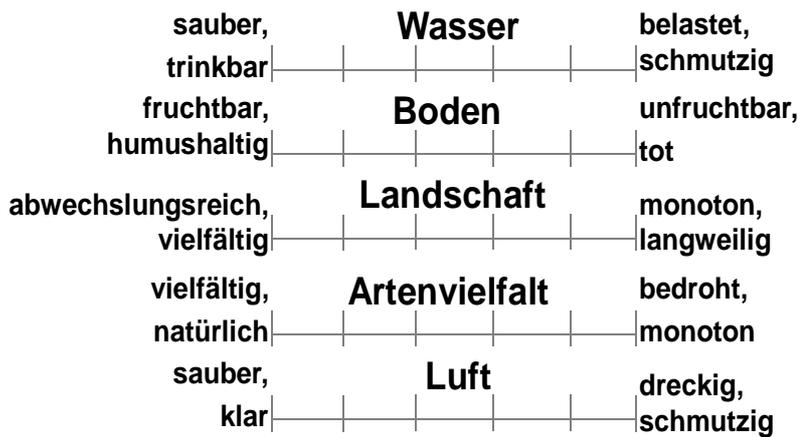
Tabelle 1: Ergebnisse der Repertory-Befragung

Attribute	Einfache Beobachtungen	Kontrastpaare	Adjektive pro Attribut	
Wasser	180	90	sauber, trinkbar, klar	schmutzig, belastet, verseucht
Boden	230	115	fruchtbar, humushaltig	tot, unfruchtbar, nährstoffarm
Landschaft	246	223	abwechslungsreich, vielfältig, schön	langweilig, monoton, eintönig
Artenvielfalt	216	108	vielfältig, natürlich	monoton, bedroht, gering
Luft	236	218	sauber, klar, frisch	schmutzig, dreckig, schwer

(Insgesamt sind die einfachen Beobachtungen auf 13 Interviews zurückzuführen. Der Landschaftspflegeverband wurde in der quantitativen Auswertung beiden Interessen zugezählt.)

Aus diesen Adjektiven können nun mittels bipolarer Skalen vollständig wählbare Umweltalternativen für einen hypothetischen Markt erstellt werden, die sich an der Wahrnehmung der Probanden orientieren. Dafür sind die jeweils zwei häufigsten Adjektive ausgewählt worden.

Abbildung 22: Unbestimmte Umweltalternative des hypothetischen Marktes



(Eigene Darstellung)

Wie die Abbildung 22 zeigt, wird die bipolare Kontrastskala neutral und mit identischen Abständen dargestellt und nur durch ihre Pole beschrieben. Die Einteilung der Skala in fünf Ausprägungen ist der Praktikabilität geschuldet: Sieben Ausprägungen schaffen eine nur schwer handbare Anzahl an potentiellen Alternativen und drei Ausprägungen ergeben wiederum zu wenige Variationsmöglichkeiten. Die Markierung der Skalen für jedes einzelne Attribut ergibt dann einen Umweltzustand, der der Wahrnehmung von Probanden sehr nahe kommt.

5.3 Aufbau eines effizienten hypothetischen Marktes für Umweltalternativen

Das Ziel der Konstruktion eines effizienten hypothetischen Marktes im Rahmen eines SCEs ist es, die Belastungen für die Probanden in der Befragung so gering wie möglich zu halten. Der Befragungsaufwand, der sich primär in der Menge der zu fällenden Auswahlentscheidungen äußert, darf eine bestimmte Höhe nicht übersteigen. Demgegenüber steht der Anspruch aus der Befragung selbst, statistisch effiziente Informationen zu generieren, die wiederum nur mit einer entsprechend hohen Anzahl an Beobachtungen zu erlangen sind. In der Forschung wird dieser Problematik mit der Konstruktion von effizienten Versuchsplanungen begegnet (Street and Burgess 2007). In der Literatur zu SCEs wird in diesem Zusammenhang auch von „Experimental

Design“ gesprochen.¹⁰⁶ Das Kernprinzip der Versuchsplanung ist dabei, durch die Fokussierung auf wesentliche statistische Kriterien, die sich ex post wiederum aus einer effizienten Datenauswertung ergeben, a priori eine Reduktion des Befragungsaufwandes zu erreichen. Im Folgenden wird die Befragung, da sie im Kern den Charakter eines Experimentes aufweist, auch als Experiment bezeichnet.

Im vorliegenden Experiment liegt die Herausforderung darin, aus den mit Hilfe des Repertory-Ansatzes (vgl. 5.2.2) entwickelten Umweltalternativen ein effizientes Design zu erzeugen. Dass heißt, die Anzahl der Auswahlentscheidungen pro Proband bzgl. der Umweltalternativen sollen soweit reduziert werden, dass die Ergebnisse effektiv ausgewertet werden können und die Probanden selbst nicht übermäßig belastet werden. Den Ausgangspunkt dafür bilden wiederum die fünf Umweltattribute, die eine Umweltalternative definieren (vgl. Abbildung 22). Zusätzlich zu den fünf Umweltattributen ist ein Preis zu berücksichtigen. Aus insgesamt sechs Attributen (Wasser, Boden, Landschaft, Artenvielfalt, Luft und Preis) und jeweils fünf Ausprägungen (bipolare Fünferskala) ergeben sich somit $5*5*5*5*5*5=15625$ potentiell verschiedene Umweltalternativen, zwischen denen die Probanden theoretisch wählen könnten.¹⁰⁷ Diese komplette Anzahl an möglichen Alternativen nennt man vollständiges faktorielles Design. Im vorliegenden Fall ist das vollständige faktorielle Design symmetrisch, das heißt, dass die Attribute alle dieselbe Anzahl an Ausprägungen besitzen.¹⁰⁸

Wie bereits am Anfang dieses Abschnittes müssen nun Kriterien gefunden werden, die eine Reduktion des vollständigen faktoriellen Designs ermöglichen.¹⁰⁹ Ein statistisches Kriterium zur Reduktion des vollständigen faktoriellen Designs ist das balancierte Design. Ein solches erfordert, dass sämtliche Ausprägungsmerkmale der Attribute für jeden Faktor in gleicher Anzahl vorkommen. Das heißt, dass keine Ausprägung häufiger als die andere vorkommt, denn daraus könnte sich eine Verzerrung zu Gunsten oder Ungunsten eines bestimmten Attributes ergeben. Ein weiteres Kriterium ist die Orthogonalität. Es fordert,

¹⁰⁶ Eine Einführung in die angewandte Versuchsplanung speziell für SCEs wird bei Johnson et al. (2007 S. 159) gegeben.

¹⁰⁷ Für das Preisattribut sind ebenfalls fünf Ausprägungen angenommen.

¹⁰⁸ Vertiefend zu asymmetrischen Designs vgl. Street und Burgess (2007 S. 24).

¹⁰⁹ Eine detaillierte Darstellung von statistischen Kriterien zur Designreduktion wird in Kuhfeld (2009 S. 55 ff) gegeben.

dass die Ausprägungsmerkmale statistisch unabhängig voneinander sind, ergo keine Korrelationen zwischen den Ausprägungen vorkommen. Basierend auf einer Versuchsplanung mit einem vollständigen faktoriellen Design ist vor allem der Zusammenhang zwischen dem Kriterium der Orthogonalität eines vollständigen faktoriellen Designs und den Effizienzeigenschaften der Maximum-(Log)-Likelihood-Schätzung von diskreten Entscheidungsmodellen von Bedeutung.

Angenommen, X ist eine Matrix, die das vollständige faktorielle Design einer Versuchsplanung darstellt. Die Matrix X würde dann sämtliche möglichen Kombinationen für eine feste Anzahl an Attributen und ihrer möglichen Ausprägungen enthalten. Für die Nutzenfunktion ergibt sich daraus die bekannte Formel:¹¹⁰

$$U_i = X_i \beta + \varepsilon \quad (5.1)$$

$$\varepsilon \sim iid$$

Hier stellt U den Nutzen für Individuum i aus jede einzelnen Alternative dar. Mit β ist der Parameter des marginalen Nutzenanteils für die einzelnen Alternativen gegeben. Der Fehlerterm ε ist unabhängig und identisch normalverteilt mit einem Mittelwert von Null und einer Varianz σ^2 .

Ein grundlegendes Problem bei der Entwicklung von Experimenten ist die Definition einer linearen Beziehung zwischen den zu messenden Nutzenparametern β und den unabhängigen Variablen X . Es geht hierbei um die Frage, in welcher mathematischen Beziehung die Parameter β und X stehen. Hierbei steht im Vordergrund, ob sie in einem einfachen Multiplikationsverhältnis oder einer nichtlinearen Beziehung stehen. Zwar könnte die statistische Effizienzmessung unabhängig von den Nutzenparametern erfolgen, in einem SCEs sind diese beiden Parameter aber nicht unabhängig voneinander.¹¹¹ Eine abhängige Effizienzmessung würde ein sehr detailliertes a priori-Wissen über die Nutzenparameter erfordern. Der Forscher müsste z. B. wissen, welche Attribute der Proband besonders stark im Vergleich zu den anderen gewichtet. Es gibt durchaus Versuche, dieses Wissen durch Heuristik-Annahmen einfließen zu lassen. Ferrini und Scarpa (2007) attestieren diesen Versuchen sogar eine bessere anschließende statistische Auswertung. Dieser Forschungsbereich ist bisher aber kaum bearbeitet und im Rahmen dieser Arbeit nicht zu realisieren. Es wird ein nutzenneutrales Design verwendet, d. h., es

¹¹⁰ Die nachfolgenden Ausführungen orientieren sich an Johnson et al. (2007).

¹¹¹ Vgl. Brocke (2006) und Huber, Zwerina (1996).

wird angenommen, dass der Nutzenparameter in Bezug auf die Designeffizienz Null beträgt. Das heißt, es werden keine a priori-Gewichtungen der Attribute berücksichtigt.

Nun gilt es, dasjenige Design X zu finden, das a priori die meistmöglichen statistischen Informationen aufweist und gleichzeitig die Anzahl der möglichen Ausprägungskombinationen (Alternativen) so gering wie möglich hält.

Unter sehr allgemeinen Bedingungen kann man an dieser Stelle die inverse Beziehung zwischen der Informationsmatrix¹¹² von X und der Varianz-Kovarianz-Matrix des Maximum-(Log)-Likelihood-Schätzers nutzen. Die Varianz-Kovarianz-Matrix des Maximum-(Log)-Likelihood-Schätzers, der die Standardfehler der Maximum-(Log)-Likelihood-Parameterschätzung bestimmt, sollte so geringe Werte wie möglich beinhalten. Aufgrund der erwähnten inversen Beziehung führt die Maximierung der Determinante der Informationsmatrix zu einer Reduktion der Standardfehler in der Maximum-(Log)-Likelihood-Schätzung. Die Maximierung der Informationsmatrixdeterminante ist auch als D-Effizienzkriterium bekannt.¹¹³ Ein Optimum (maximierte Determinante) für die Informationsmatrix besteht, wenn X so gestaltet ist, dass ihre Werte, die nicht auf der Diagonalen der Informationsmatrix liegen, nahezu Null betragen.¹¹⁴ Das ist genau dann der Fall, wenn ausschließlich orthogonale Vektoren aus dem vollständigen faktoriellen Design X verwendet werden. Die letztliche Auswahl von orthogonalen Designs aus einem vollständigen faktoriellen Design wird auch als fraktioniertes faktorielles Design bezeichnet.

Um nun eine geeignete Auswahl an Alternativen für einen hypothetischen Markt (Choice Sets) zu treffen, kann auf unterschiedliche Vorgehensweisen zurückgegriffen werden, die nahezu alle auf der Maximierung der Informationsmatrixdeterminante basieren.¹¹⁵ Hier wird ausschließlich der in dieser Arbeit verwendete Federov-Algorithmus zur Optimierung des Designs skizziert:¹¹⁶

¹¹² Vgl. Fischer (1990).

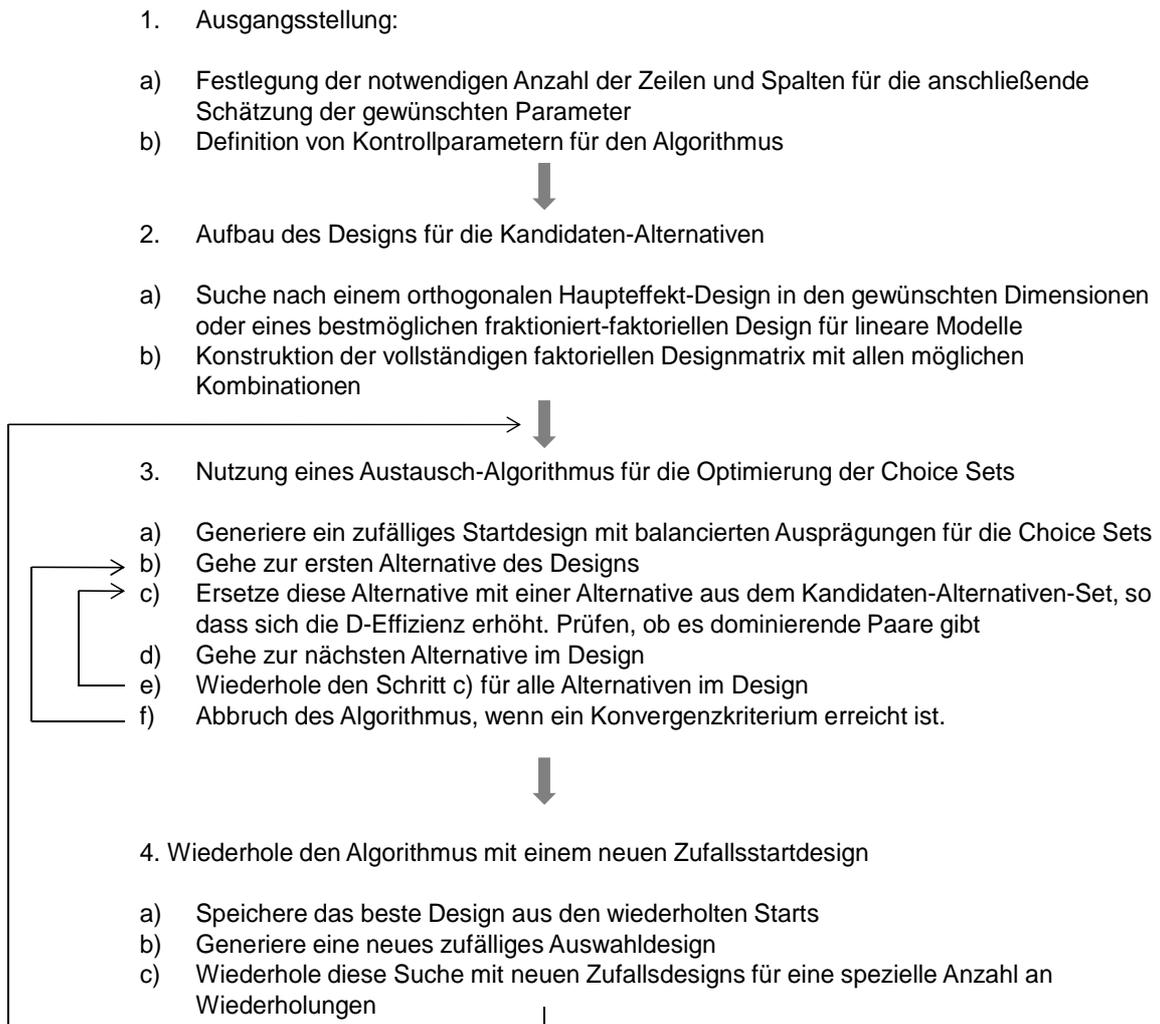
¹¹³ $|1/N(X'X)|^{1/p}$ = D-Effizienz mit N-Anzahl an Beobachtungen und p-Anzahl der zu schätzenden Parameter; vgl. Kuhfeld (2009 S. 60).

¹¹⁴ D-Optimality vgl. Kuhfeld (2009 S. 225).

¹¹⁵ Eine umfangreiche Darstellung zu den Methoden des Experimental Designs für SCEs ist in Street und Burgess (2007) zu finden.

¹¹⁶ Vgl. Federov (1972).

Abbildung 23: Federov-Algorithmus zur Erzeugung der SCEs-Versuchsplanung



(Quelle: Johnson et al. 2007, S.175, geändert)

Aufbau der Versuchsplanung für das SCE in dieser Arbeit:

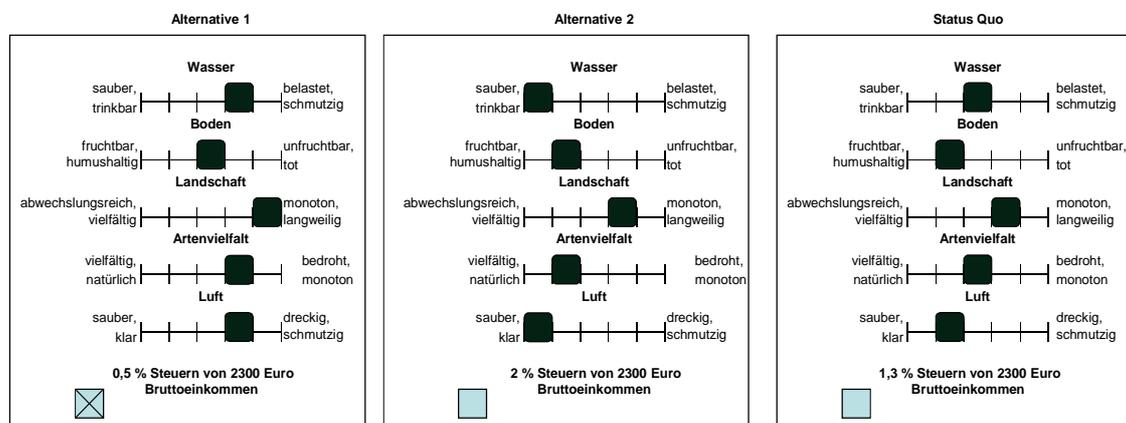
Für das hier angewandte SCE wird auf die Umsetzung des zuvor erklärten Federov-Algorithmus mit den SAS-Prozeduren von Kuhfeld (2009) zurückgegriffen.¹¹⁷ Eine detaillierte Beschreibung zur Replikation des verwendeten Designs befindet sich im Anhang (siehe Abbildung 36). Der hypothetische Markt in dieser Arbeit umfasst drei mögliche Alternativen, aus denen der Proband wiederholt eine auswählen kann. Eine der Alternativen bleibt immer konstant. In der Optimierung der Versuchsplanung sind Restriktionen eingebaut: Extreme Ausprägungsdifferenzen zwischen den Attributen

¹¹⁷ Vgl. Kuhfeld (2009)

innerhalb einer Alternative, wie zum Beispiel zwischen Wasser mit der maximalen Ausprägung „dreckig“ und Boden mit der maximalen Ausprägung „fruchtbar“, werden unterlassen, um ein Mindestmaß an Realität bei der Alternativenkonstruktion zu berücksichtigen. Zudem wurde durch einen Experten vom Landesumweltamt Brandenburg von vornherein ein Status quo (konstante Alternative) für ganz Brandenburg bestimmt.¹¹⁸ Dieser wurde ebenfalls für die übrigen Alternativenkonstruktionen gesperrt. Ansonsten sind die Kombinationen ausschließlich nach den genannten statistischen Designkriterien entwickelt. Insgesamt wurden aus dem vollständigen faktoriellen Design 50 verschiedene Alternativenpaare unter dem D-Optimum-Kriterium erzeugt, wobei die Status-quo-Alternative konstant ist und nicht generiert werden muss. Diese Paare wurden wiederum in fünf Blöcke unterteilt, so dass jedem Probanden zehn verschiedene Alternativen vorgelegt werden konnten. Zusätzlich wurde als Indikator für die Präferenzstabilität ein elftes Choice Set eingefügt, das identisch mit dem zweiten Choice Set ist.

Die generierten Alternativen mit den entsprechenden Ausprägungen wurden dann in die bisher leere Umweltalternative (vgl. Abbildung 24) eingetragen, womit sich der hypothetische Markt für die Auswahlentscheidungen der Probanden wie folgt ergibt:

Abbildung 24: Ein einzelnes Choice Set bestehend aus drei Alternativen



(Eigene Darstellung)

Den Probanden wird ein Choice Set in der Art, wie in Abbildung 24 dargestellt, vorgelegt. Die markierten Skalausprägungen stellen die Umsetzung des statistischen Designs dar.

¹¹⁸ Status-quo-Definition durch Experten: Der Status quo ist als Orientierung für die Probanden gedacht. Die Experteneinschätzung kann jedoch als realistische Referenz betrachtet werden, die eine Einschätzung der Umweltattribute für Brandenburg insgesamt widerspiegelt.

Für den Preis wird ebenfalls eine Fünferskala angenommen, die jedoch nicht wie die Umwelttributausprägungen ordinal, sondern metrisch abgebildet wird.

Preisvehikel:

Da es sich bei den Umweltalternativen um eine Approximation von möglichen Umweltzuständen (Konstrukten) handelt, kann einer einzelnen Alternative kein exakter Preis zugeordnet werden. Dieser ist aber u. a. für die Berechnung von Wohlfahrtseffekten und einer plausiblen Anreizstruktur notwendig.¹¹⁹ Um dennoch einen mit den Umweltalternativen in Verbindung stehenden Preis hinzuzufügen, wird die folgende Überlegung vorgenommen: Da die Umweltalternativen hypothetisch betrachtet durch eine Agrarpolitik tangierbar sind, können die Kosten für Umweltprogramme aus dem Agrarsektor als Preisindikator dienen. Die Nutzung von Agrarumweltmaßnahmen (AUM) ist als Marktinstrument in diesem Zusammenhang besonders geeignet. AUMs sind agrarpolitische Umweltinstrumente, die Landwirten einen ökonomischen Anreiz (Geldleistungen) geben auf freiwilliger Basis umweltfreundlicher zu wirtschaften. Ihre Wirkung auf die genannten Umweltattribute ist nachgewiesen (vgl. Matzdorf 2004), so dass ihre Kosten zur Beschreibung der Kosten der Umweltalternativen herangezogen werden können.

Die Gesamtausgaben für die AUM für das Förderjahr 2005/2006 betragen in Brandenburg 42,2 Millionen Euro.¹²⁰ Eine Umrechnung dieses Betrages in eine Abgabe für Wähler ergibt eine jährliche Zahlung von 30 Euro bzw. eine monatliche Zahlung von 2,5 Euro pro Erwerbperson. Eine Umweltverbesserung, welche nur solche geringe Kosten verursachen würde, wäre damit kein echter Anreiz für Wähler. Aus diesem Grund wurden die jährlichen AUM-Ausgaben als hypothetische Monatsbelastung auf alle Erwerbpersonen in Brandenburg umgelegt.¹²¹ Bei einem angenommenen monatlichen Bruttoeinkommen von

¹¹⁹ Den Probanden ist in der Befragung signalisiert worden, dass gegenwärtig Steuern für den Umweltschutz verwendet werden.

¹²⁰ Vgl. Agrarbericht (2006 S. 15).

¹²¹ Erwerbpersonen sind sämtliche Personen, die entweder erwerbstätig oder erwerbslos sind. Im Jahr 2004 waren das in Brandenburg insgesamt 1.392.100 Millionen Personen (Statistisches Bundesamt, Stand 28.06.2010). Der dortige durchschnittliche Bruttoverdienst im Jahr 2004 betrug für einen vollzeitbeschäftigten Arbeiter aus dem produzierenden Gewerbe 1986 Euro, für einen Arbeiter aus dem Handwerksbereich 1577 Euro und einen Angestellten aus dem Kredit- und Versicherungsgewerbe 2 892 Euro (Amt für Statistik Land

2361 Euro der Probanden ergibt sich daraus eine Abgabe von 1,3 Prozent,¹²² – ein Wert, der zunächst den Status quo beschreibt. Davon abweichend wurden Steuererhöhungen und Steuerverringerungen angenommen, so dass eine Preisspanne zwischen 4,1 %, 2 %, 1,3 %, 0,5 % und 0,3 % entstand. Dem Probanden wird somit anschaulich gemacht, dass Umweltalternativen für ihn teurer oder günstiger als der Ist-Zustand (Status quo) sein können, was der gegenwärtigen Steuerfinanzierung der AUMs entspräche, die in Abhängigkeit von der Politik verringert oder erhöht wird. In der Befragung den Probanden wird ein pauschaler Vergleichswert von 2300 Euro angeführt, der den Probanden die Prozentwerte vereinfacht. Für die Wohlfahrtsanalyse ist der Status-quo-Zustand effektiv Null. Im Experiment dient die Beschreibung des Ist-Zustandes mit 1,3 % dem Probanden als Hinweis, dass und wie viel Steuermittel gegenwärtig für Agrarumweltpolitik aufgebracht werden.

Stichprobengröße, Anzahl der Choice Sets, Anzahl der Alternativen und Anzahl der Ausprägungen:

Für das hier angewandte SCEs wurden elf Choice Sets gewählt, wobei sich zehn davon voneinander unterscheiden. Die Frage, wo a priori das Optimum für die Größe der Stichprobe liegt, ist indes nicht eindeutig zu beantworten. Orme (1998) empfiehlt z. B. eine Faustformel, die sich aus Erfahrungswerten ergibt:

Brandenburg, Stand 28.06.2010). Die extremen Differenzen verdeutlichen, dass eine reine Durchschnittsberechnung nicht sinnvoll ist. Als Vergleichswert für die Preisdifferenzierung bei den Umweltalternativen wurde in Hinblick auf die zu erwartende Befragung ein hypothetisches Bruttoeinkommen von 2361 Euro angenommen. Dieser zunächst etwas hoch erscheinende Wert ist dem Umstand geschuldet, dass das Bruttoeinkommen der Probanden in der Straßenbefragung a priori höher als der Durchschnitt eingeschätzt wird.

¹²² Der Preis ist ausgehend von einer Abgabe von 1,3 Prozent von 2361 Euro Bruttoeinkommen verringert und erhöht worden. Die nachfolgende Tabelle illustriert diese Rechenschritte.

Prozent	20	40	100	160	320
Ausprägung Preisskala	-2	-1	0	1	2
AUM-Ausgaben in Euro	8400000	16800000	42000000	67200000	134400000
Erwerbspersonen	1392100	1392100	1392100	1392100	1392100
Preise in Euro pro Monat	6	12	30	48	97
Abgabe in % von 2361 Euro	0.3	0.5	1.3	2.0	4.1

$$\text{Stichprobengröße} - N = 500 * \frac{\text{Ausprägungen}(5)}{\text{Alternativen}(3) * \text{ChoiceSets}(11)} \quad (5.2)$$

Danach müssten in dem hier verwendeten Design mindestens 76 Probanden gefunden werden. Wie die Formel bereits erkennen lässt, müssen bei der Bestimmung des tatsächlichen Mindestumfangs der Probanden sehr unterschiedliche Kriterien berücksichtigt werden. Zum einen spielt es eine Rolle, wie oft Probanden Entscheidungen treffen müssen. Eine zu hohe Anzahl von Entscheidungen führt zu Ermüdungserscheinungen. Eine zu hohe Anzahl an Alternativen lässt die Entscheidung an sich sehr schwierig werden. Eine zu hohe Anzahl an Ausprägungen steigert die Anzahl der möglichen Alternativen, d. h. auch, der abzufragenden Auswahlentscheidungen.

Aus der Sicht der Stichprobenstatistik ist die Menge an tatsächlich beobachteten Entscheidungen von Bedeutung. Bei dem vorliegenden Design kämen bei 76 Probanden 760 Entscheidungen als Beobachtungen in Frage. Ormes (1998) bezieht sich jedoch auf Erfahrungswerte anstatt auf tatsächliche statistische Stichprobenerkenntnisse. Ein genereller Ansatz für die Stichprobenstatistik von SCEs wurde durch Louviere et al. (2000) gegeben. Danach ist die Zufallsstichprobe der Größe n , die aus einer Grundgesamtheit gezogen wird, normalverteilt mit einem Mittelwert und einer Varianz.¹²³ Die Bestimmung eines minimalen Stichprobenumfangs unter der Bedingung einer statistischen Sicherheit (Vertrauensintervall) α , die eine festgelegte Abweichung a (in Prozent) vom Mittelwert zulässt, erfolgt nach der Formel: $\text{Prob}(|p_n - p| \leq a * p) \geq \alpha$, wobei p_n für eine zufällig gezogene Auswahlwahrscheinlichkeit steht. Eine Umformung dieser Gleichung für eine einfache Zufallsstichprobe ergibt (Louviere et al. 2000):

$$n \geq \frac{q}{p * a^2} * \left[\Phi^{-1} \left(\frac{1 + \alpha}{2} \right) \right]^2 \rightarrow n \geq \frac{q}{r * p * a^2} * \left[\Phi^{-1} \left(\frac{1 + \alpha}{2} \right) \right]^2 \quad (5.3)$$

Hier stellt Φ die kumulierte Normalverteilung dar und mit r wird die Anzahl der Choice Sets pro Proband berücksichtigt. Diese Gleichung gibt zwar einen Hinweis für den minimalen Stichprobenumfang, sie sagt jedoch nichts darüber aus, inwiefern sich zum Beispiel das Design (Anzahl Attribute, Anzahl Ausprägungen usw.) auf die Stichprobenstatistik auswirkt. Hierzu der nachfolgende Abschnitt:

¹²³ Der Mittelwert lautet p , die Varianz $(p*(1-p))/n$.

5.4 Varianzeffekte durch Komplexität, Herkunft und Wahrnehmung

Hinsichtlich des Potentials von SCEs zur Analyse der gesellschaftlichen Nachfrage nach multiattributiven Umweltgütern nehmen die variierenden Annahmen über Wählerpräferenzen, die mit Discrete-Choice-Modellen berücksichtigt werden können, eine wichtige Rolle ein. Daneben ist es aber auch von Interesse zu wissen, welchen Einfluss die *Komplexität des hypothetischen Marktes* selbst auf die Befragung ausübt und wie die *Wahrnehmung* oder die *Herkunft* der Probanden sich auf ihr Entscheidungsverhalten auswirken. Ziel ist es deshalb, diese Einflussfaktoren dahingehend zu testen, inwiefern sie einen Einfluss auf die Sicherheit im Entscheidungsverhalten (Varianz) haben. Diese Fragen erlangen, da das hier verwendete Repertory-Design explizit auf die Wahrnehmung von Umweltgütern abzielt und eventuelle Verzerrungen reduzieren soll, eine besondere Bedeutung.

Komplexität von hypothetischen Märkten:

Am Beispiel der Designkomplexität eines SCEs, also der Frage, inwiefern der Aufbau des Experiments das Entscheidungsverhalten der Probanden beeinflusst, lässt sich der Einfluss der Konstruktion des hypothetischen Marktes selbst verdeutlichen. Im Einzelnen geht es darum, inwiefern Probanden Schwierigkeiten bei der Auswahl von Alternativen haben im Rahmen eines SCEs haben. Es wird z. B. die Frage gestellt: Wie oft kann man Probanden Auswahlentscheidungen tätigen lassen und wie komplex dürfen die Alternativen sein, um axiomatisch korrekte Ergebnisse zu erhalten.¹²⁴ In der Literatur zum Aufbau von SCEs wird diesbezüglich der Begriff „Cognitive Burden“ oder „Fatigue Effect“ angeführt (DeShazo and Fermo 2002). Danach fallen Probanden bei zu komplexen und zu lange anhaltenden Experimenten inkonsistente Entscheidungen, was zu verzerrten Präferenzergebnissen führt. Für den Entscheidungsfall im Allgemeinen wurde dieses Phänomen bereits sehr früh damit erklärt, dass die neoklassischen Grundannahmen des mikroökonomischen Entscheidens nur partielle Gültigkeit besitzen (Simon 1955). Heiner (1983) unterstellt sogar eine generelle Lücke (C–D-Gap) zwischen den kognitiven

¹²⁴ Vgl. Kapitel 1: Mikroökonomische Verhaltensannahmen.

Fähigkeiten des Entscheiders und der Schwierigkeit der Aufgaben.¹²⁵ De Palmer (1994) wiederum findet eine theoretische Erklärung für inkonsistentes Entscheiden im Informationsdefizit der Probanden. Eine andere Erklärung wird von Keller und Staelin (1987) gegeben, die eine inverse U-förmige Beziehung zwischen der Entscheidungseffizienz und der Komplexität der Entscheidungsaufgabe herausstellen.¹²⁶ In Bezug auf SCEs ist dieses Phänomen erstmals explizit von Bradley und Dalry (1993) untersucht worden. Sie konnten nachweisen, dass die Varianz bei den Auswahlentscheidungen mit der Anzahl der Aufgaben in ihrem Experiment zunimmt. Mazzota und Opaluch (1995) hingegen konnten einen unmittelbaren Bezug zu den Design-Dimensionen eines SCEs herstellen, indem sie die Anzahl der Unterschiede zwischen den Alternativen in Form von unterschiedlich ausgeprägten Attributen in eine Beziehung zur Antwortkonsistenz des Modells setzten. Einen ähnlichen Ansatz wählten Swait und Adamowicz (2001), indem sie den Shannon-Index als Metrik zur Erklärung von ähnlicheren und unähnlicheren Alternativen nutzten, welche sie dann in eine funktionale Beziehung zur Varianz des Modells setzten.¹²⁷

Ein empirischer Ansatz zur Erklärung der Varianz durch externe Faktoren eines diskreten Entscheidungsmodelles wurde bereits in 4.1.1 und 4.1.2 erläutert. Danach verhält sich die Varianz invers-proportional zum Skalenfaktor im Multinomialen Logit-Modell. Im Heteroskedastischen Logit-Modell wird dieser Skalenfaktor nun selbst zu einer Funktion. Formal betrachtet entsteht aus dem bisher auf eins normierten Skalenfaktor die Funktion:¹²⁸

$$\mu_n = e^{\lambda Z_{sn}} \quad (5.4)$$

¹²⁵ Mazzota und Opaluch (1995) führen für Heiners (1983) Hypothese einen empirischen Beweis an.

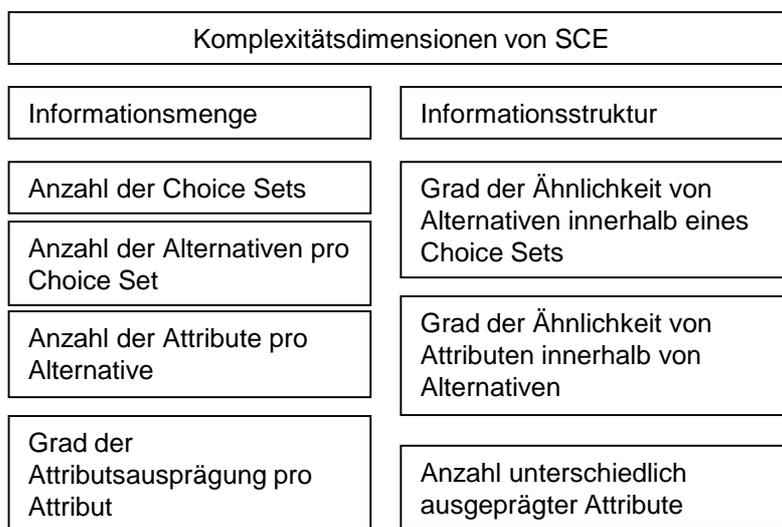
¹²⁶ Entscheider steigern ihre Anstrengungen, wenn die Aufgaben komplexer werden. Somit steigen auch ihre Fähigkeiten zur Beantwortung der Aufgaben.

¹²⁷ Weitere empirische Befunde zur Evidenz des Zusammenhangs zwischen Aufgabenkomplexität und Antwortverhalten in SCEs sind in Rose et al. (2009), Boxall et al. (2009), Rolfe (2009), Hensher (2006), Caussade et al. (2005), Arentze et al. (2003) und De Shazo, Fermo (2002) zu finden.

¹²⁸ Vgl. Hole (2006a).

Der Skalenfaktor μ_n ist jetzt abhängig vom Komplexitätsindikator Z_{sn} , wobei das Kürzel S für das verwendete Komplexitätsmaß und n für die Parametrisierung bezüglich des jeweiligen Individuums steht. Mit λ ist ein Parameter gegeben, der den Einfluss des Komplexitätsindikators beschreibt. Die nachfolgende Abbildung 25 zeigt Komplexitätsmaße geordnet nach Informationsmenge und Informationsstruktur, die für Z_{sn} im Rahmen eines SCEs in Frage kommen:

Abbildung 25: Übersicht zu den Komplexitätsdimensionen eines SCEs



(Eigene Darstellung)

Grundsätzlich können die Komplexitätsdimensionen eines SCEs wie in Abbildung 25 unmittelbar aus seinem Aufbau abgeleitet werden. Dabei kann die Informationsmenge durch die Anzahl der Choice Sets, die Anzahl der Alternativen pro Choice Set, die Anzahl der Attribute pro Choice Set und den Grad der Attributsausprägungen pro Attribut definiert werden. Auch die Informationsstruktur kann verschieden, durch den Grad der Ähnlichkeit von Alternativen innerhalb eines Choice Sets, den Grad der Ähnlichkeit von Attributen und die Anzahl unterschiedlich ausgeprägter Attribute bestimmt werden.¹²⁹

¹²⁹ Für die Auswirkungen von Komplexitätsdimensionen eines SCEs auf die Wohlfahrtsmaße empfiehlt sich Hensher (2006, 2001).

Herkunft:

Neben der Komplexität einer Entscheidungssituation kann die Herkunft der Probanden die Fehlervarianz des Modells beeinflussen (vgl. Henseleit 2006). Dieser Zusammenhang ergibt sich aus der Überlegung, dass Probanden aus brandenburgischen Großstädten wie Potsdam oder Cottbus eine stärkere Distanz zur Natur aufweisen und dadurch eine erhöhte Entscheidungsunsicherheit besitzen als es bei Probanden aus ländlicheren Gebieten sein könnte.

Umweltwahrnehmung:

Eine weitere mögliche Erklärung für die Varianz innerhalb eines diskreten Entscheidungsmodells könnte auch in der subjektiven Umweltwahrnehmung der Probanden liegen. Das heißt, Probanden, die ihre Umwelt kritischer betrachten als andere, werden sich auch bei den Entscheidungen zwischen verschiedenen Umweltsituationen schwieriger tun.

5.5 Zusammenfassung zum Aufbau und Stichprobendesign

In Abbildung 26 ist der methodische Aufbau zur Generierung eines arbeitsfähigen Datensatzes für die Analyse des Beitrags von SCEs zur Erklärung der gesellschaftlichen Nachfrage nach multiattributiven Umweltgütern überblickshaft wiedergegeben.

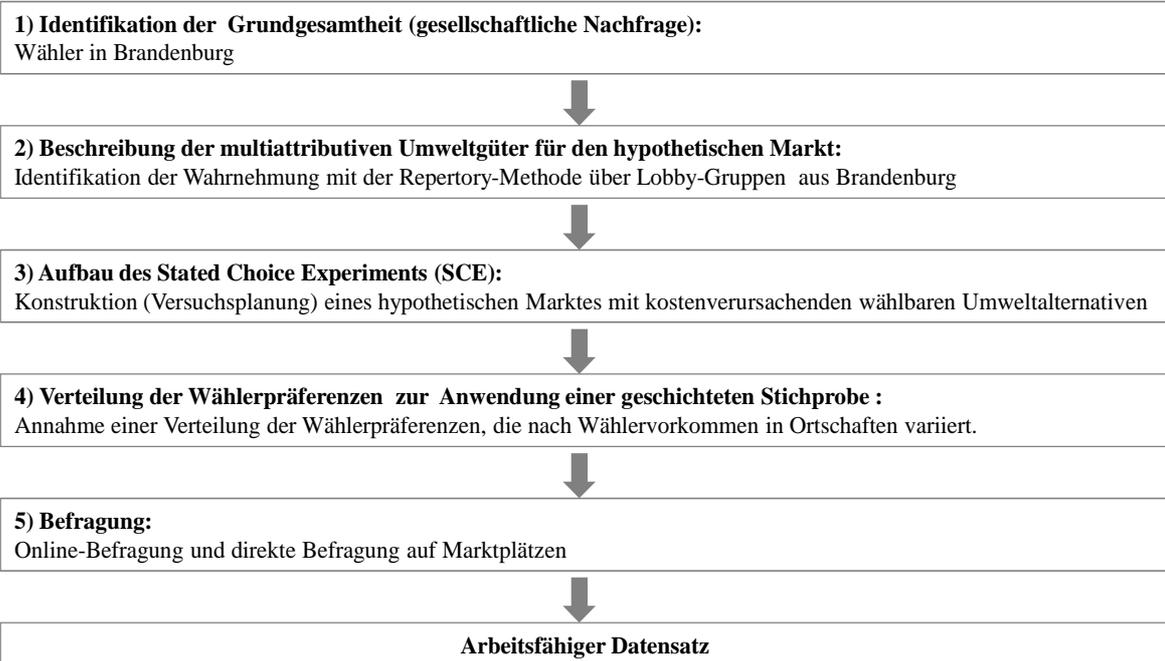
Abbildung 26: Zusammenfassung der Methodik zur Generierung eines arbeitsfähigen Datensatzes

Ziel: Generierung eines arbeitsfähigen Primärdatensatzes zur Analyse des Beitrages von SCE zur Erklärung der gesellschaftlichen Nachfrage nach multiattributiven Umweltgütern

Nachfrage- bzw. Untersuchungsobjekt:
multiattributive Umweltgüter (Umweltqualität mit Wasser, Boden, Landschaft, Artenvielfalt und Luft)

Untersuchungsinstrument:
Stated Choice Experiments

Vorgehensweise:



(Eigene Darstellung)

In Abbildung 26 sind die Einzelschritte, die zuvor bereits erläutert wurden, noch einmal im Überblick zusammengestellt. Ausgehend von dem Ziel eines arbeitsfähigen Datensatzes werden in einem ersten Schritt (1) die Wähler im Bundesland Brandenburg als Grundgesamtheit identifiziert. In einem zweiten Schritt (2) wird die gesellschaftliche Wahrnehmung des multiattributiven Umweltgutes „Umweltqualität“ mittels des Repertory-Ansatzes auf Lobby-Gruppen in Brandenburg beschrieben. In einem dritten Schritt (3) wird der hypothetische Markt konstruiert, wobei auf die wahrnehmungsbasierten Umweltbeschreibungen der Lobby-Gruppen und ein Preisvehikel für tatsächliche

Agrarumweltmaßnahmen zurückgegriffen wird. Zur Reduktion des Befragungsaufwandes wird eine Versuchsplanung verwendet. Der vierte Schritt (4) identifiziert eine Wählerverteilung, die sich durch das Wähleraufkommen der einzelnen Ortschaften artikuliert. Die Annahme dafür ist, dass Umweltpräferenzen geografisch geprägt sind. Im fünften Schritt (5) wird die geschichtete Stichprobe in eine direkte Befragung und eine Online-Befragung aufgeteilt. Das Resultat ist ein arbeitsfähiger Datensatz zur Analyse der gesellschaftlichen Nachfrage nach multiattributiven Umweltgütern. Im Folgenden sind die Schritte vier und fünf noch einmal erläutert.

Stichprobe:

Die Befragung bzw. das SCEs findet in Form einer geschichteten Stichprobe statt. Ein Vorteil einer solchen stratifizierten Stichprobe ist, dass die Standardfehler der Parameterschätzungen, im Falle, dass die zufällige und die geschichtete Stichprobe gleich groß sind, fast immer geringer sind als bei einer reinen Zufallsstichprobe. Zudem können kleinere Gruppen explizit berücksichtigt werden (Ben-Akvia 1985 S. 217).

Insgesamt setzt sich die Erhebung aus einer direkten Befragung und einer Online-Befragung zusammen, wobei den Probanden in beiden Fällen identische Fragebögen präsentiert werden.

Direkte Befragung: Da es um eine Wählerpräferenzanalyse geht, dienen alle für die Landtagswahl 2004 im Land Brandenburg registrierten Wähler als Grundgesamtheit. Da eine geografische Bedingtheit von Umweltpräferenzen angenommen wird, wird sich für eine geeignete Wählerstichprobe auf eine a priori bekannte Verteilung der Wählerpräferenzen gestützt. Diese orientiert sich an der Größe der Ortschaften Brandenburgs, gemessen an der Anzahl von dort registrierten Wählern und deren flächenmäßiger Verteilung. Die Ortschaften wurden in folgende Klassen eingeteilt:

- A) Ortschaften mit weniger als 10 000 registrierten Wählern
- B) Ortschaften mit einer Wähleranzahl zwischen 10 000 und 30 000
- C) Ortschaften mit mehr als 30 000 registrierten Wählern

Für die geografisch-flächenmäßige Verteilung wurde darauf geachtet, dass diese Ortschaften auf verschiedene Landkreise verteilt waren. In der eigentlichen Auswahl der

Ortschaften für die Straßeninterviews wurden dann aus jedem Landkreis drei Ortschaften ausgewählt, die jeweils einer der drei Klassen entsprachen. Diese Auswahl erfolgte zufällig. Die Berechnung des Wähleranteils in den einzelnen Ortschaften erfolgte über die Daten, die vom Landeswahlleiter des Landes Brandenburg veröffentlicht wurden. Danach leben 42 Prozent aller Wähler in Orten der Klasse a), 39 Prozent aller Wähler in Orten der Klasse b) und 19 Prozent in Orten der Klasse c). Diese Verteilung dient nach Abschluss der Erhebung als Klassengewichtung in einer geschichteten Stichprobe.

Online-Befragung: Bei der Online-Befragung sollte der geografischen und der politischen Wählerpräferenzverteilung eine tiefere Bedeutung beigemessen werden, indem zusätzlich die Bürgerbüros der Landtagsabgeordneten in den jeweiligen Wahlkreisen in die Erhebung aufgenommen wurden. Hierbei standen explizit die Mitarbeiter der Landtagsabgeordneten im Fokus der Untersuchung. Es wurde angenommen, dass diese der Partei des Landtagsabgeordneten nahestehen, für den sie arbeiten. Dazu sind die Bürgerbüros aller Landtagsabgeordneten, die 2004 in den Brandenburgischen Landtag gewählt wurden und zum Zeitpunkt der Befragung (2009) noch einen Sitz im Parlament haben, identifiziert worden. Das Ergebnis der Wahl des brandenburgischen Landtags 2004 lautete: SPD 37 Prozent, Links-Partei 33 Prozent, CDU 23 Prozent und DVU 7 Prozent.¹³⁰

¹³⁰ Die Ergebnisse der Landtagswahl sind auf der Website des Landeswahlleiters des Landes Brandenburg unter <http://www.wahlen.brandenburg.de/lt2004> einsehbar.

6. Ergebnisse des Stated Choice Experiments

Dieses Kapitel eruiert die Eigenschaften des Datensatzes, der sich aus dem durchgeführten SCE ergibt und anhand dessen sich das Potential von SCEs zur Erklärung der gesellschaftlichen Nachfrage darstellen lassen soll. Dazu werden die Schätzergebnisse des SCEs aufgeführt und hinsichtlich ihrer statistischen Eigenschaften bewertet. Dabei wird wie folgt vorgegangen: Abschnitt 6.1 gibt zunächst einen allgemeinen Überblick über die Eigenschaften der Stichprobe. Hierbei sind neben den allgemeinen Eigenschaften zur Stichprobencharakteristik ein Semantisches Differential als Wahrnehmungsindikator und die Präferenzstabilität als Validitätstest zu finden. In 6.2 werden die Ergebnisse der zuvor ausgewählten Schätzmodelle im Einzelnen aufgeführt.

Kurzzusammenfassung des sechsten Kapitels:

Hinsichtlich der Modellgütekriterien ist für sämtliche geschätzten Modelle von einem arbeitsfähigen Datensatz auszugehen.

6.1 Beschreibung der Stichprobe

Die erhobene geschichtete Stichprobe enthält insgesamt 148 Interviews. Davon sind 19 Prozent (28 Probanden) im Rahmen der Online-Befragung und 81 Prozent (120 Probanden) in der Direktbefragung interviewt worden.¹³¹

Online-Befragung:

Die Online-Befragung fand im Zeitraum vom 1.04.2009 bis zum 30.07.2009 statt.¹³² Die Bürgerbüros der brandenburgischen Landtagsabgeordneten sind dazu zunächst telefonisch

¹³¹ Für die Online-Erhebung und für die direkte Befragung sind jeweils eigene Pretests vorgenommen worden, um das Verständnis bzgl. der Aufgabenstellung zu prüfen. Genauere Information zu den Pretests sind im Anhang unter "Dokumentation der Umfragen" zu finden.

kontaktiert worden. Dabei wurde gefragt, ob ihnen eine Email mit dem Link zur Website zugesandt werden darf, auf der sich die Befragung befindet. Im Falle einer Zusage sind diese Emails zugesendet worden. Nach Ablauf von zwei Monaten wurden diejenigen, die eine Email erhalten, aber den Fragebogen bisher nicht ausgefüllt hatten, erneut telefonisch kontaktiert. Nach einer weiteren Nachfrage, die einen Monat später erfolgte, wurde die Auswertung vorgenommen.

Von den 88 Landtagsbüros wurden 12 telefonisch nicht erreicht. Zusätzlich sind die sechs DVU-Landtagsbüros nicht in die Untersuchung aufgenommen worden. Von den 70 kontaktierten haben 56 den Link zur Website mit dem Online-Fragebogen angeklickt. Zwei Büros haben den Fragebogen auf Nachfrage schriftlich erhalten. Insgesamt wurden über die Online-Befragung und die zwei schriftlichen Befragungen 39 Fragebögen ausgefüllt. Davon sind sechs Fragebögen von Landtagsabgeordneten selbst, 28 von Mitarbeitern und 5 von Personen ohne nähere Positionsangaben beantwortet worden. Die 39 Fragebögen verteilen sich dabei auf 37 verschiedene Landtagsbüros. Eine Zuordnung der 39 Probanden aus den Bürgerbüros nach der Partei des jeweiligen Landtagsabgeordneten ergibt: 11 x CDU, 17 x SPD und 11 x Links-Partei. Von den 28 Mitarbeitern der Landtagsabgeordneten waren 19 weiblich und 9 männlich.

Direkte Befragung:

Die direkte Befragung fand im Zeitraum vom 01.08.2009 bis zum 30.10.2009 statt. Dazu sind in Bezug auf das SCEs die Fragebögen verwendet worden, die auch bei der Online-Erhebung verwendet wurden. Unterschiede zwischen den Bögen bestanden nur bei der Startseite und der abschließenden Seite. Der Unterschied in der Startseite ist, dass bei der Frage zur Einschätzung der Ländlich-Städtisch-Charakteristik des Wohnortes und der Einschätzung des Wahlkreises, letzteres nicht mit abgefragt wurde. Das ist damit zu begründen, dass für die Probanden bei der direkten Befragung zur Einschätzung ihres Wahlkreises das Wissen über die Abgrenzung des Wahlkreises erforderlich gewesen wäre. Davon war nicht auszugehen. Zusätzlich sind als Startfragen, die Frage nach der Herkunft, Tätigkeit und die Frage nach der Teilnahme bei der letzten Landtagswahl (2004) eingefügt. Am Ende des Experiments ist nach dem Alter und dem Geschlecht gefragt worden. Die

¹³² Der Fragebogen für die Online-Erhebung ist im Anhang unter dem Abschnitt "Dokumentation der Umfragen – Online-Befragung" zu finden.

Befragung ist auf den Marktplätzen und den anliegenden Geschäften der ausgewählten Ortschaften erfolgt. Die Befragung ist durch zwei Interviewer, die die Probanden getrennt angesprochen und interviewt haben, durchgeführt worden.¹³³ Insgesamt sind bei dieser Erhebung 120 Datensätze entstanden.¹³⁴ Unter den Probanden befinden sich 66 Frauen und 54 männliche Teilnehmer.

Eigenschaften des zusammengefassten Datensatzes (Online-Befragung und direkte Befragung):

Für die nachfolgende Beschreibung sind die im Online-Verfahren und in der Direkt-Befragung erhobenen Daten zusammengefasst. Das ist dadurch möglich, dass identische hypothetische Märkte verwendet worden sind. Ausgangspunkt für die Erhebung war die Wählerverteilung in Form der Anzahl der registrierten Wähler pro Ortschaft innerhalb der jeweiligen Landkreise. Für die geschichtete Stichprobe sind im Nachfolgenden nur die Antworten der 28 Mitarbeiter von Landtagsabgeordneten in den Bürgerbüros und die 120 Probanden aus den direkten Interviews verwendet worden.

Tabelle 2: Verteilung der Stichproben aus der Online-Befragung und der direkten Befragung

Grundgesamtheit (Wähler) zur Landtagswahl 2004: 2 117 145 ¹³⁵	Klasse A Ortschaften <10 000 Wähler	Klasse B Ortschaften 10000-30000 Wähler	Klasse C Ortschaften >30 000 Wähler
Verteilung der registrierten Wähler in Prozent	42	39	19
Verteilung der erhobenen Stichprobe in Prozent	30	50	20

¹³³ Für die direkte Befragung standen keine Mittel zur Verfügung, die eine professionelle Durchführung durch ein Unternehmen erlaubt hätten.

¹³⁴ Die Ortschaften, in denen die Interviews geführt wurden, sind in Tabelle 28 aufgeführt.

¹³⁵ Vgl. Website Landeswahlleiter Brandenburg (<http://www.wahlen.brandenburg.de/lt2004>).

Nach Auszählung der Probanden sind 30 Prozent aus Orten mit weniger als 10 000 Wählern, 50 Prozent aus Ortschaften mit 10 000 bis 30 000 Wählern und 20 Prozent aus Ortschaften mit mehr als 30 000 Wählern. Die Abweichung von der A-priori-Wählerverteilung für die geschichtete Stichprobe ergibt sich aus dem hohen Unsicherheitsfaktor, der mit „Straßeninterviews“ verbunden ist.¹³⁶ In einigen Ortschaften – insbesondere in Orten der Klasse C – war es quasi unmöglich, überhaupt Probanden von einer Teilnahme an der Befragung zu überzeugen. Der Grund dafür liegt in der Auswahl möglicher Probanden: So war die Erfolgsquote bei Personal aus einfachen Geschäften am höchsten. Da in Orten der Klasse A und B diese Geschäfte in der Regel weniger frequentiert waren als in Orten der Klasse C, waren potentielle Probanden dort interviewbereiter.

Das Geschlechterverhältnis ist mit 43 Prozent männlichen und 57 Prozent weiblichen Teilnehmern relativ ausgewogen. Die Altersstruktur der Teilnehmer war folgende: 14 Prozent waren 21-30, 29 Prozent 31-40, 25 Prozent 41-50 und 32 Prozent über 51 Jahre alt. Die Klassenunterteilung nach dem Alter erfolgte für die direkte Befragung nachträglich, die Teilnehmer der Online-Interviews konnten dagegen zwischen diesen Alterskategorien wählen. Die Struktur der Teilnehmer-Tätigkeiten ist ebenfalls, bedingt durch die Herausforderungen von „Straßeninterviews“, stark zur arbeitenden Bevölkerung hin verzerrt. Für das Land Brandenburg wichtige Bevölkerungsgruppen wie z. B. Arbeitslose oder Rentner sind fast überhaupt nicht vertreten. Die Struktur der Teilnehmer-Tätigkeiten kann wie folgt beschrieben werden: Arbeitslose 1 Prozent, Rentner 11 Prozent, Verkäufer 32 Prozent, Selbstständige 33 Prozent und Mitarbeiter 23 Prozent. Die Verkäufer sind z. B. in Blumenläden, Spielwarenläden oder Friseursalons angestellt und nehmen keine Leitungsaufgaben wahr. Bei den Selbstständigen handelt es sich hauptsächlich um Eigentümer von mittelständischen Läden, z. B. Blumenladen- und Zeitungsladeninhaber, Elektronikfachgeschäftbesitzer oder selbstständige Versicherungsvertreter. Bei den Mitarbeitern handelt es sich um Beschäftigte in Banken und Versicherungen sowie Bürgerbüromitarbeiter von Landtagsabgeordneten. Zur Einordnung der Stichprobe ist in der nachfolgenden Tabelle eine allgemeine Bevölkerungsstatistik gegeben.

¹³⁶ Eine detaillierte Auflistung der tatsächlich geführten Interviews nach Orten ist im Anhang in Tabelle 29 zu finden.

Tabelle 3: Allgemeine Bevölkerungsstatistik Land Brandenburg (Stand: 30. September 2009)

Merkmal	Insgesamt	Anteil an	Männlich	Weiblich
	Anzahl	%		Anzahl
Beschäftigte insgesamt	750 611	100	385 242	365 369
darunter Auszubildende	45 366	6	26 844	18 522
Nach Altersgruppe				
Alter von... bis unter ... Jahren				
unter 20	21 619	2,9	13 536	8 083
20 bis 30	135 847	18,1	73 549	62 298
30 bis 40	144 285	19,2	74 431	69 854
40 bis 50	228 360	30,4	112 331	116 029
50 bis 60	192 531	25,6	95 353	97 178
60 und mehr	27 969	3,7	16 042	11 927
nach Berufsbereichen				
Pflanzenbauer, Tierzüchter,	26 715	3,6	18 273	8 442
Bergleute, Mineralgewinner	301	0	284	17
Fertigungsberufe	193 108	25,7	163 026	30 082
Technische Berufe	39 091	5,2	28 900	10 191
Dienstleistungsberufe	476 714	63,5	165 563	311 151
Sonstige Arbeitskräfte	14 682	2	9 196	5 486
nach Vollzeit-/Teilzeitbeschäftigung				
Vollzeitbeschäftigte	615 148	82	359 723	255 425
Teilzeitbeschäftigte	135 069	18	25 321	109 748
Davon				
mit weniger als 18 Wochenstunden	12 641	1,7	4 188	8 453
mit 18 Wochenstunden und mehr	122 428	16,3	21 133	101 295
nach beruflicher Ausbildung				
Mit abgeschlossener Berufsausbildung	532 646	71	261 522	271 124
davon mit Abschluss an einer				
Berufsfach-/ Fachschule	461 021	61,4	225 353	235 668
Fachhochschule	28 520	3,8	13 202	15 318
wiss. Hochschule, Universität	43 105	5,7	22 967	20 138
Ohne abgeschloss. Berufsausbildung	65 712	8,8	37 349	28 363
Ohne Angabe	152 253	20,3	86 371	65 882

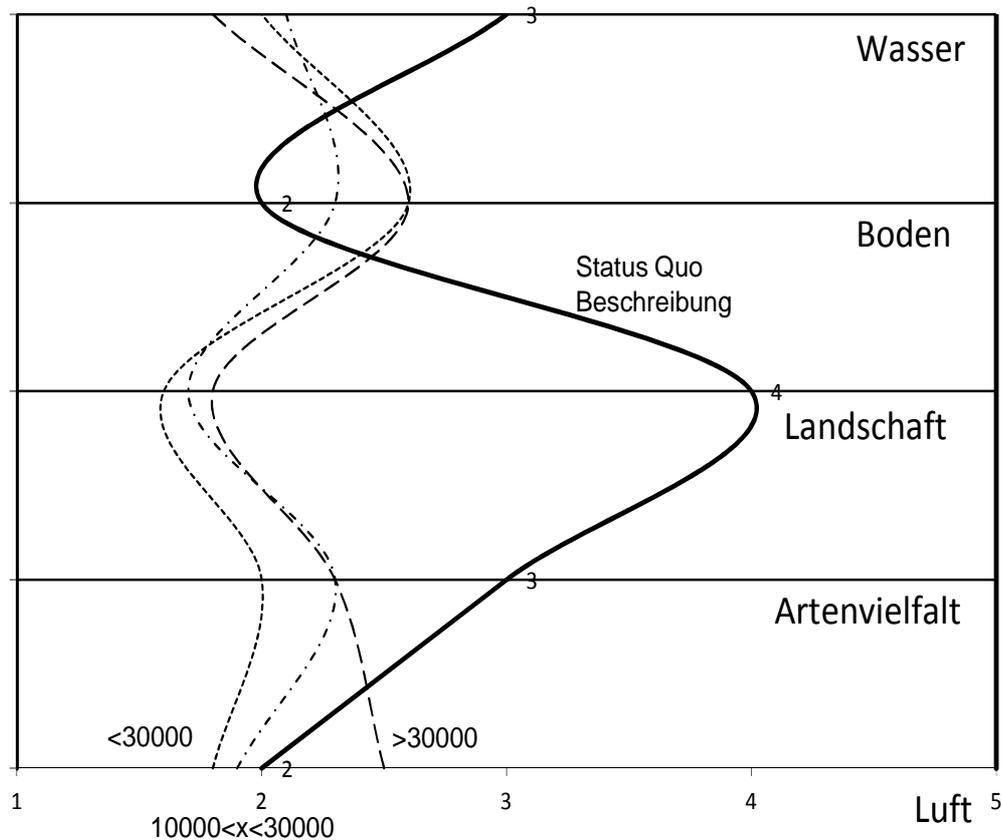
(Quelle: Statistischer Bericht Land Brandenburg, 2010)

6.1.1 Semantisches Differential

Eine der ersten Aufgaben der Probanden war es, ihre unmittelbare Umwelt auf Skalen zu beschreiben, wie sie im Anschluss auch für die Beschreibung von Umweltalternativen innerhalb des SCEs benutzt wurden. Die Primärintention dieser Aufgabe ist es, die Probanden mit den Skalen des anschließenden SCEs vertraut zu machen. Zudem liefert eine genauere Analyse dieser Bewertungen bereits einen ersten Eindruck über die

Einstellungen der Wähler zur Umwelt. Zum Zeitpunkt dieser Frage wussten die 148 Probanden noch nichts von einer Experteneinschätzung und waren frei in der Beurteilung ihrer Umwelt – sieht man vom unausweichlichen Einfluss der Interviewsituation ab. In Abbildung 27 sind die Mittelwerte für die Umweltbewertungen grafisch dargestellt. Diese Art der Abbildung ist in der Literatur auch als semantisches Differential bekannt.¹³⁷

Abbildung 27: Ergebnisse “Semantisches Differential“



(Eigene Darstellung; Die Skala reicht von 1 als bestmögliche Einschätzung für jedes einzelne Umweltattribut bis 5 als schlechteste Einschätzung. Die Skalenkontrastpolbeschriftungen sind weggelassen.)

¹³⁷ Vgl. Osgood et al. (1957).

Die durchgängige Linie in Abbildung 27 spiegelt die nachträglich eingefügte Expertenbewertung wieder und dient hier als Vergleichsgröße. Zunächst wurden die Probanden angehalten, die Wasserqualität der unmittelbaren Seen und Flüsse einzuschätzen. Da die Trinkwasserqualität rechtlich vorgegeben ist, war sie nicht Gegenstand der Bewertung. Der Experte schätzt die Wasserqualität pauschal für ganz Brandenburg mit einer drei ein, was dem Mittelpunkt der Skala entspricht. Die Probanden sehen diesen Aspekt hingegen insgesamt positiver, wobei Großstädter mit einem Mittelwert von 1,8 hier die beste Beurteilung abgeben. Die Bodenqualität beurteilt der Experte pauschal für ganz Brandenburg mit einer zwei. Die Probanden wurden indes angehalten, die Bodenqualität für ihre unmittelbare Umgebung zu beurteilen. Sie fällen hierbei insgesamt ein negativeres Urteil, wobei Großstädter und ländliche Probanden im Mittel gemeinsam eine Bewertung mit 2,6 geben. Mittelstädtische Probanden befinden sich hierbei mit der Bewertung 2,3 dazwischen. Das Attribut Landschaft weist die größte Differenz zwischen den Probanden, die hier im Mittel die Bewertung 1,6 vergeben, und dem Experten auf. Bei der Artenvielfalt gibt es eine ähnlich auffällige Differenz. Während der Experte hier mit einer drei bewertet, bewerten Probanden aus mittleren und großen Städten mit 2,3, Probanden aus ländlichen Gebieten sogar mit 2. In Bezug auf die Luftqualität liegen die Einschätzungen relativ nahe beieinander, wobei Großstädter die Luftqualität für schlechter halten.

Insgesamt lässt sich festhalten, dass die Probanden eine auffallend positive Einschätzung für alle Umweltattribute geben. Einschränkend ist allerdings der Umstand, dass die Probanden während der Interviews eine Art regionale Verkaufshaltung einnahmen. Das heißt, sie waren bestrebt, die positiven Aspekte der einzelnen Attribute in ihrer Region in den Vordergrund zu stellen. Das könnte zum Beispiel die sehr positive Bewertung des Attributes Landschaft erklären.

6.1.2 Präferenzstabilität

Bereits im Aufbau des Experiments ist ein Indikator für den Test der Präferenzstabilität integriert worden: Das zweite Choice Set wiederholte sich am Ende des Experiments. Eine Auswertung ergab, dass nur in 33 Prozent der Fälle die Entscheidung des letzten

Choice Sets mit der des zweiten Choice Sets übereinstimmte, – ein deutlicher Hinweis dafür, dass die Probanden keine stabilen Präferenzen besitzen. Für diese Arbeit bedeutet das, dass die mit der Methode der SCEs gewonnen Präferenzen mit Vorsicht zu verwerthen sind, in der Literatur ist dieser Wert indes kein ungewöhnlicher: Campbell et al. (2005) kommen bei einem ähnlichen Test auf nur 28 Prozent Übereinstimmungen.

6.2 Schätzergebnisse des SCEs

Anzahl der Beobachtungen:

Für die Berechnung des diskreten Entscheidungsmodells sind ausschließlich die Entscheidungen der Probanden von Bedeutung. Bei insgesamt 148 Probanden ergeben sich damit 1480 beobachtbare Entscheidungen, wobei jeder Proband für 10 verschiedene Umweltalternativen Entscheidungen getroffen hat.

Stichprobe:

Für die erhobene Stichprobe ergeben sich in Bezug auf die Spezifikation der Maximum-(Log-)Likelihood-Schätzung (MLS) Besonderheiten. Wie bereits im Abschnitt zum Experiment-Aufbau beschrieben und im deskriptiven Ergebnisteil erläutert, wird der Wählerstichprobe eine Verteilung zugrunde gelegt, die wiederum zur Einteilung von Klassen für die Anwendung einer geschichteten (stratifizierten) Stichprobe dient. Zur Bestimmung der Gewichtungsfaktoren für die Schichten wird deshalb wie in Tabelle 4 gerechnet:

Tabelle 4: Gewichtungsfaktoren der geschichteten Stichprobe

Grundgesamtheit (Wähler) zur Landtagswahl 2004: 2 117 145	Klasse a)	Klasse b)	Klasse c)
Verteilung der registrierten Wähler in Prozent	42	39	19
Anzahl Wähler nach Verteilung registrierter Wähler	889 201	825 687	402 258
Verteilung der erhobenen Stichprobe	30	50	20
Anzahl Wähler nach Verteilung Stichprobe	45	74	29
Gewichtungsfaktor	$889201/45=$	$825\ 687/74=$	$402\ 258/29=$
	19 760	11 158	13 871

In der geschichteten Stichprobe kann die Schichtung bzw. die Klassifizierung der Stichprobe zu einer Verringerung der Standardfehler führen und somit effizientere Schätzungen für die Konfidenzintervallschätzer liefern. In Tabelle 4 sind Gewichtungen für die Maximum-(Log-)Likelihood-Schätzung (MLS) errechnet. Ausgehend von der Grundgesamtheit (registrierte Wähler) sind die Gewichtungen als inverse Auswahlwahrscheinlichkeiten einer geschichteten Zufallsstichprobe zu sehen. Dazu wird die tatsächliche Anzahl an Beobachtungen einer Schicht, z. B. Klasse A mit 889 201 Wählern aus einer Grundgesamtheit, durch die Anzahl der Beobachtungen der Stichprobe (45 Wähler) dividiert. Die Inverse davon wäre gerade die Auswahlwahrscheinlichkeit, die sich ergibt, wenn man zufällig aus einer Grundgesamtheit eine Stichprobe zieht. Für den Maximum-(Log-)Likelihood-Schätzer ergibt sich somit die folgende noch nicht logarithmierte Pseudo-Likelihood-Funktion:¹³⁸

¹³⁸ Mit dem Begriff „Pseudo“ ist an dieser Stelle gemeint, dass es sich nicht mehr um eine echte Maximum-(Log-) Likelihood handelt, sondern um eine gewichtete. Dadurch ergeben sich Änderungen hinsichtlich der Anwendung von Teststatistiken siehe Ben-Akiva (1985 S. 217 ff).

$$L = \prod_{g=1}^3 \prod_{n=1}^{1480} \prod_{i \in C_{ng}} \left[\frac{f(i, x_n) H_g}{W_g} \right]^{y_{ing}} \quad (6.1)$$

Dabei gilt: g steht für die Klassen (A=1, B=2 und C=3), n für die Beobachtungen (1480 Entscheidungen), C für das Choice Set. W steht für den Anteil der Beobachtungen, die zu den jeweiligen Klassen gehören. Y indiziert die Beobachtungen als null oder eins.¹³⁹ Die Likelihood-Funktion ist letztlich die Funktion, die durch den Schätzalgorithmus maximiert wird.

6.2.1 Multinomiales Logit-Modell

Variablen und Skalen:

Die folgenden aus den Interviews bekannten unabhängigen Variablen gehen in das Regressionsmodell ein, während die Probandenentscheidungen als abhängige Variable gelten:

- a) Wasserqualität, Bodenqualität, Landschaftsqualität, Artenvielfalt, Luftqualität (ordinal skaliert)
- b) Preis als monatliche steuerliche Abgabe bei einem hypothetischen Einkommen (metrisch)
- c) Alter der Probanden (quasi-metrisch)
- d) Herkunft nach Anzahl der Wähler in den Orten (<10 000: Klasse A, 10 000 - 30 000: Klasse B, >30 000: Klasse C) (nominal)
- e) Geschlecht der Probanden (nominal)

Die Tätigkeit der Probanden ist im Rahmen der Interviews zwar erfasst, aber nicht in die Modelle aufgenommen worden, da eine sinnvolle Klassifizierung nicht möglich war.

¹³⁹ Sämtliche Schätzungen sind mit der Statistiksoftware STATA/SE 10.1 für Windows berechnet.

Modellparameter:

Insgesamt wird in der allgemeinen Spezifikation der Einfluss von 32 Parametern (β -Koeffizienten) geschätzt, wovon aber nur jeweils 26 als Variablen simultan in den Einzelschätzungen vorkommen. Die ordinal-skalierten Variablen sind effektkodiert¹⁴⁰, wodurch bei der Schätzung jeweils eine Ausprägung auf der Ordinalskala ausgelassen wurde. Die ausgelassenen Parameter sind in einer zweiten Regression durch eine Rekodierung errechnet, wobei eine andere Ausprägung als zuvor ausgelassen wurde.

Der β -Koeffizient (1) steht für eine rein metrische Preisvariable (tax), welche hier als "Steuerpreis" mit fünf variierenden Zahlen eingeht.

Die β -Koeffizienten (2 – 26) stehen für die Schätzparameter der kategorialen Variablen für Wasser (_Iwasser_1, _Iwasser_2, _Iwasser_3, _Iwasser_4, _Iwasser_5), Boden(_Iboden_1, _Iboden_2, _Iboden_3, _Iboden_4, _Iboden_5), Landschaft (_Ilandscha~1, _Ilandscha~2, _Ilandscha~3, _Ilandscha~4, _Ilandscha~5), Artenvielfalt (_Iartenvie~1, _Iartenvie~2, _Iartenvie~3, _Iartenvie~4, _Iartenvie~5) und Luft (_Iluft_1, _Iluft_2, _Iluft_3, _Iluft_4, _Iluft_5). Diese Variablen gehen jeweils mit vier effektkodierten Ausprägungen in das Schätzmodell ein.

Hinzu kommt eine Dummy-Variable, die als alternativenspezifische Konstante (ask) mit dem β -Koeffizient (27) bezeichnet wird. Dazu kommt eine nach dem Alter der Probanden variierende Interaktionsvariable (_IasXak), welche aus einer Dummy-Variable mit zwei Ausprägungen und einer metrischen Variable besteht. Sie geht insgesamt als quasi-metrische Variable mit dem β -Koeffizienten (28) in das Modell ein. Das Merkmal Geschlecht ist mit der Dummy-Variablen (__IasXgs) und dem β -Koeffizienten (29) gegeben. Des Weiteren gibt es eine effektkodierte Variable, welche die Herkunft der Probanden abbildet. Sie geht mit drei Ausprägungen in das Modell ein, wovon zwei Parameter geschätzt werden (_IasXbe1, _IasXbe2, _IasXbe3- $\beta(30, 31, 32)$ -Koeffizienten).

¹⁴⁰ Die Effektkodierung ist eine Alternative zur Dummy-Kodierung. Zum Unterschied zwischen beiden Formen der Variablenkodierung insbesondere deren Wirkung innerhalb von SCEs siehe Bech und Gyrd-Hansen (2005).

Tabelle 5: Variablenbezeichnung “Multinominales Logit-Modell“

β-Parameter	STATA Bezeichnung	Variablenbezeichnung
1	tax	Preis
2	Iwasser_1	Wasser (effektkodiert mit _Iwasser_3 als Status-quo-Ausprägung)
3	Iwasser_2	
4	Iwasser_3	
5	Iwasser_4	
6	Iwasser_5	
7	Iboden_1	Boden (effektkodiert mit _Iboden_2 als Status-quo-Ausprägung)
8	Iboden_2	
9	Iboden_3	
10	Iboden_4	
11	Iboden_5	
12	Ilandscha~1	Landschaft (effektkodiert mit _Ilandscha~4 als Status-quo-Ausprägung)
13	Ilandscha~2	
14	Ilandscha~3	
15	Ilandscha~4	
16	Ilandscha~5	
17	Iartenvie~1	Artenvielfalt (effektkodiert mit _Iartenvie~3 als Status-quo-Ausprägung)
18	Iartenvie~2	
19	Iartenvie~3	
20	Iartenvie~4	
21	Iartenvie~5	
22	Iluft_1	Luft (effektkodiert mit _Iluft_2 als Status-quo-Ausprägung)
23	Iluft_2	
24	Iluft_3	
25	Iluft_4	
26	Iluft_5	
27	ask	alternativenspezifische Konstante
28	IasXak	alternativenspezifische Konstante*Alter
29	IasXgs	alternativenspezifische Konstante*Geschlecht
30	IasXbe1	alternativenspezifische Konstante*Klasse_a
31	IasXbe2	alternativenspezifische Konstante*Klasse_b
32	_IasXbe3	alternativenspezifische Konstante*Klasse_c

Plausibilitätsüberlegungen und Hypothesen für den Einfluss der unabhängigen Variablen:

Für die Preisvariable wird vermutet, dass eine Alternative mit einem hohen Preis zu einer geringeren Auswahlwahrscheinlichkeit führt bzw. eine Alternative mit einem geringen Preis zu einer höheren Auswahlwahrscheinlichkeit. Folglich sollte der β-Koeffizient (1) der Preisvariable ebenfalls einen negativen Koeffizienten besitzen.

Die grundlegende Hypothese für die β-Koeffizienten (2-26) ist, dass diejenigen Variablen, die eine Verschlechterung im Vergleich zum Status quo darstellen, zu einer geringeren Auswahlwahrscheinlichkeit führen. Sie sollten deshalb ein negatives Vorzeichen

aufweisen. Umgekehrt wird für diejenigen Variablen, die eine Verbesserung zum Status quo darstellen, ein positives Vorzeichen erwartet.

Der β -Parameter (27) schätzt den Einfluss der alternativenspezifischen Konstante. Sie repräsentiert die Status-quo-Alternative. Diese Konstante reflektiert in einem diskreten Entscheidungsmodell den Basisnutzen des Status quo (Ist-Zustand). Sie parametrisiert den Nutzen, der durch andere Modellparameter nicht berücksichtigt wurde. Das heißt, wenn die Null-Hypothese "Die alternativenspezifische Konstante (α_{sk}) hat keinen signifikanten Einfluss auf das Entscheidungsverhalten der Probanden" nicht verworfen werden kann, beschreibt das Schätzmodell mit seinen Parametern den Nutzen der Probanden gut. Ein signifikanter negativer Basisnutzen würde in diesem SCEs bedeuten, dass die Probanden eine Veränderung wünschen bzw. den Status quo ablehnen und dass der Nutzen nicht vollständig durch die anderen Modellparameter aufgeschlüsselt ist. Dies gilt vice versa für einen signifikanten positiven β -Parameter der alternativenspezifischen Konstante.

Die alternativenspezifische Konstante kann als Interaktionsvariable mit sozioökonomischen, die Probanden beschreibenden, Variablen in das Modell einfließen, um die Entscheidungen der Probanden in einen Bezug zu ihren individuellen Charakteristika zu setzen. Im Folgenden sind einige dieser Variablen, die ebenfalls in das Schätzmodell einfließen, aufgeführt:

Das Alter der Probanden ist als kontinuierliche Variable (mit fünf Ausprägungen) durch eine Interaktion mit der alternativenspezifischen Konstante intervallskaliert und wird mit dem β -Koeffizienten (28) geschätzt. Es ist zu vermuten, dass das Alter einen Einfluss auf das Entscheidungsverhalten für einen Umweltzustand hat. Zum Beispiel könnte es sein, dass ältere Probanden weniger Wert auf Veränderungen der Umwelt legen, als es bei jüngeren der Fall ist.

Das Merkmal Geschlecht (β -Koeffizient (29)) geht als Interaktionsvariable mit der alternativenspezifischen Konstante in das Modell ein. Es ist zu vermuten, dass sich die Präferenzen der Probanden in Abhängigkeit vom Geschlecht unterscheiden.

Die β -Koeffizienten (30-32) schätzen den Einfluss der Herkunft bzw. der Umgebung der Probanden. Es ist anzunehmen, dass sich die Umweltpräferenzen nach der Umgebung des Wohnortes unterscheiden. So könnte die Luftqualität in ländlicheren Gebieten eine geringere Rolle spielen als in städtischen Gebieten.

Schätzmodell:

Das konditionale Logit-Modell, im folgenden Clogit¹⁴¹ genannt, ist eine Form des bereits vorgestellten Multinomialen Logit-Modells und basiert deshalb auf denselben Annahmen.¹⁴² Der Unterschied zwischen beiden Modellen, obwohl sie formal identisch sind, besteht darin, dass das Multinominale Logit-Modell auf die Auswahl von speziell charakterisierten Alternativen (z. B. Markenlabels wie Automarken) abzielt, wobei die sozioökonomischen Charakteristika der Probanden die Entscheidungen erklären. Das Clogit-Modell erklärt indes die Auswahlwahrscheinlichkeiten über die Eigenschaften der Alternativen. Der Unterschied zwischen den beiden Ansätzen äußert sich in der Modellierung im Statistikprogramm, wobei zwischen Beobachtungen pro Umweltalternative (alternativenspezifischen Variablen) und Beobachtungen pro Proband (fallspezifischen Variablen) differenziert wird. Beide Modellierungsansätze können durch eine Umkodierung der Daten um das andere ergänzt werden, wodurch sich ihre Identität ergibt. Das in dieser Arbeit verwendete Experiment ist ein quasi-generisches Experiment. Das heißt, dass bis auf die Status-quo-Alternative die Alternativenbezeichnungen keine individuelle Bedeutung besitzen (keine Markenlabels). Sie stellen lediglich eine mögliche Veränderung zum Status quo dar. Nachfolgend ist die Formel zur Berechnung der Auswahlwahrscheinlichkeiten für das Clogit aufgeführt:

$$P_{ni} = \frac{e^{W_i}}{\sum_{j \in C_n} e^{W_j}} \quad (6.2)$$

P ist die Auswahlwahrscheinlichkeit des Individuums n für Alternative i. W beinhaltet die Variablen und deren β -Parameter aus Tabelle 5, die die einzelnen Alternativen beschreiben. J stellt die übrigen möglichen Alternativen dar, die das Individuum nicht gewählt hat. Die Schätzung des Clogit ergibt die Modellqualität, wie sie in Tabelle 6 aufgeführt ist:

¹⁴¹ In STATA lautet der Regressionsbefehl ebenfalls CLOGIT (Conditional-Logit-Modell) vgl. STATA – Release 10 (2007a S. 274).

¹⁴² Vgl. Train (2003).

Tabelle 6: Modellgüte "Multinomial-Logit-Modell"

Modellgüte	Clogit
Entscheidungen	1480
Log-Likelihood des Nullmodells	-23259.28
Log-Likelihood des Vollmodells	-17666.24
Pseudo-R ²	0.2405
Wald-chi2 (26) = 526.93	Prob>chi2 = 0.000

Tabelle 6 zeigt die Qualitätsmerkmale des geschätzten Clogit-Modells. In einer Maximum-(Log-)Likelihood-Schätzung erfolgt die Analyse der Modellqualität bzw. Modellgüte über die maximierte (Log-)Likelihood-Funktion, die eine Annäherung an die wahren β -Parameter darstellt (vgl. 4.2). Die Schätzung erfolgt in STATA über ihre logarithmierte Form und ist konkav, weshalb davon ausgegangen werden kann, dass die geschätzten Werte das Maximum der Log-Likelihood-Funktion abbilden und damit die beste Annäherung an den wahren β -Parameter darstellen. Das Pseudo-R² zeigt den Maximierungsfortschritt als prozentualen Ausdruck. Er ist letztlich ein Ausdruck dafür, wie gut die Maximierung der Log-Likelihood-Funktion anhand der Beobachtungen zur Annäherung an den wahren Koeffizienten beigetragen hat (er hat inhaltlich nichts mit dem R² aus der Ordinary-Least-Square-Regression gemein). Ein Pseudo-R² von 0,2405 ist dabei als gutes Ergebnis zu betrachten.¹⁴³ Der Wald-Test testet die Hypothese, ob alle Koeffizienten außer der Konstanten Null betragen (Green 2008, S. 500). Diese Hypothese kann abgelehnt werden. Insgesamt sprechen die obigen Modellgüterparameter dafür, dass das Schätzmodell einen guten Erklärungswert besitzt. In Tabelle 7 sind die Ergebnisse des Schätzmodells abgebildet.

¹⁴³ Vgl. Louviere et al. (2000 S. 54)

Tabelle 7: Schätzergebnisse ‘Multinomial-Logit-Modell‘

β-Parameter	Choice	Coef.	Std. Err.	Z	P>z	95% Konfidenzintervall	
1	Tax	-0,3021426	0,0450982	-6,7	0	-0,3905335	-0,2137517
2	_Iwasser_1	1,002289	0,1145029	8,75	0	0,7778673	1,22671
3	_Iwasser_2	0,4285965	0,1069032	4,01	0	0,2190702	0,6381228
4	_Iwasser_3	0,2730122	0,1058494	2,58	0,01	0,0655513	0,4804732
5	_Iwasser_4	-0,2722573	0,1100935	-2,47	0,013	-0,4880366	-0,056478
6	_Iwasser_5	-1,43164	0,1923513	-7,44	0	-1,808642	-1,054639
7	_Iboden_1	0,6275321	0,1184896	5,3	0	0,3952968	0,8597674
8	_Iboden_2	0,0647887	0,1077425	0,6	0,548	-0,1463827	0,27596
9	_Iboden_3	0,2268924	0,1155415	1,96	0,05	0,0004352	0,4533497
10	_Iboden_4	-0,2412693	0,1156467	-2,09	0,037	-0,4679327	-0,0146059
11	_Iboden_5	-0,6779439	0,1491504	-4,55	0	-0,9702732	-0,3856145
12	_Ilandscha~1	0,2082459	0,1143799	1,82	0,069	-0,0159345	0,4324263
13	_Ilandscha~2	0,186989	0,1052121	1,78	0,076	-0,0192229	0,3932009
14	_Ilandscha~3	0,128241	0,1080491	1,19	0,235	-0,0835314	0,3400133
15	_Ilandscha~4	0,1201772	0,1045439	1,15	0,25	-0,0847251	0,3250795
16	_Ilandscha~5	-0,6436531	0,1656463	-3,89	0	-0,9683138	-0,3189923
17	_Iartenvie~1	0,6574	0,1247174	5,27	0	0,4129583	0,9018417
18	_Iartenvie~2	0,1915849	0,1002026	1,91	0,056	-0,0048085	0,3879783
19	_Iartenvie~3	0,2057686	0,1060175	1,94	0,052	-0,0020218	0,413559
20	_Iartenvie~4	0,0109042	0,1115323	0,1	0,922	-0,207695	0,2295034
21	_Iartenvie~5	-1,065658	0,1696987	-6,28	0	-1,398261	-0,7330544
22	_Iluft_1	0,689581	0,1114777	6,19	0	0,4710886	0,9080734
23	_Iluft_2	-0,0887785	0,1125076	-0,79	0,43	-0,3092894	0,1317325
24	_Iluft_3	-0,0327533	0,1021645	-0,32	0,749	-0,232992	0,1674854
25	_Iluft_4	-0,3356737	0,1125069	-2,98	0,003	-0,5561831	-0,1151643
26	_Iluft_5	-0,2323756	0,1564748	-1,49	0,138	-0,5390606	0,0743094
27	ask	0,7306824	0,3694691	1,98	0,048	0,0065363	1,454829
28	_IasXak	-0,1539219	0,0571604	-2,69	0,007	-0,2659543	-0,0418895
29	_IasXgs	0,0574957	0,1204113	0,48	0,633	-0,1785061	0,2934974
30	_IasXbe1	-0,0102724	0,0865472	-0,12	0,906	-0,1799017	0,1593569
31	_IasXbe2	-0,3194318	0,0792688	-4,03	0	-0,4747958	-0,1640677
32	_IasXbe3	0,3297042	0,1001379	3,29	0,001	0,1334374	0,5259709

Tabelle 7 beinhaltet die geschätzten Koeffizienten. In der ersten Spalte von links befindet sich die Nummer der β-Koeffizienten, in der zweiten Spalte die Variablenbezeichnung, wie sie im Schätzmodell verwendet wurde. Die dritte Spalte beinhaltet den geschätzten Koeffizienten, die vierte den Standardfehler und die fünfte den z-Wert (Standardisierte t-Verteilung). In der sechsten Spalte ist die Wahrscheinlichkeit dafür eingetragen, dass der Koeffizient bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 Prozent Null lautet. Die letzten beiden Spalten beinhalten die Konfidenzintervall-Schätzung.

Anhand des z-Wertes ist zu erkennen, dass für die β-Koeffizienten (2-26) signifikante Werte vor allem in den extremen Ausprägungen der Variablen zu finden sind. Das sind die

Variablen, die den jeweiligen besten und schlechtesten Zustand des Umweltgutes beschreiben. Ausnahmen bilden die Umweltgüter Landschaft und Luft. Ersteres besitzt ausschließlich für die schlechteste Ausprägung einen signifikanten Wert. Luft besitzt nur für die beste und zweitschlechteste Ausprägung signifikante Werte. Für Wasser sind hingegen alle β -Koeffizienten signifikant. Die Vorzeichen sind insgesamt, wie erwartet, für alle Variablen negativ, die signifikant und schlechter als der Status quo sind. Eine Ausnahme bildet die dritte Ausprägung des Bodenattributs – β -Parameter (9). Das heißt, dass die Wahrscheinlichkeit für eine Alternative, die eine Bodenqualität aufweist, welche um eine Einheit schlechter als der derzeitige Zustand ist, nicht zu einer verringerten Auswahlwahrscheinlichkeit führen würde. Die Status-quo-Ausprägungen sind nur im Falle des Wasserattributs signifikant. Die Variable Preis ist signifikant und besitzt, wie erwartet, ein negatives Vorzeichen.

Der β -Koeffizient (27) der alternativenspezifischen Konstanten ist signifikant positiv: Das heißt, dass mit dem derzeitigen Umweltzustand ein positiver Nutzen für den Probanden verbunden wird. Es bedeutet aber auch, dass es weitere Einflussfaktoren gibt, die nicht durch die hier verwendeten Variablen erklärt werden können.

Mit dem β -Koeffizienten (28) als Indikator für den Einfluss des Alters der Probanden ist ein signifikant negativer Einfluss verbunden. Da die Variable metrisch ist, kann vermutet werden, dass ältere Probanden vom Status quo abweichen wollen, jüngere hingegen keine Änderungen des Status quo befürworten. Hier ist allerdings einzuräumen, dass für die Kategorie der Probanden, die älter als 51 waren, keine weiteren Details zur Verfügung stehen und deshalb Verzerrungen nicht auszuschließen sind.

Der β -Koeffizient (29), der als Indikator für den Einfluss des Geschlechts der Probanden gilt, ist nicht signifikant. Folglich ist zu vermuten, dass das Merkmal Geschlecht keinen Einfluss auf das Auswahlverhalten hat.

Die Herkunft mit den β -Koeffizienten (30, 31 und 32) als Interaktionsvariable hat im Falle, dass die Probanden aus mittelgroßen und sehr großen Städten stammen, einen signifikanten Einfluss. Probanden aus Orten mit mehr als 30 000 Wählern beziehen einen positiven Nutzen aus dem gegenwärtigen Umweltzustand. Probanden aus mittelgroßen Orten hingegen lehnen den gegenwärtigen Umweltzustand ab und wünschen sich eine Änderung. Für Probanden aus ländlichen Gebieten kann keine Aussage getroffen werden.

Eine wesentliche Annahme des Clogit-Modells und dem Multinomial-Logit-Modell besteht in der Gültigkeit der IIA-Restriktion.¹⁴⁴ Der IIA-Test ist im Kern ein Test, der anzeigt, ob sich die geschätzten Koeffizienten im statistischen Sinne voneinander unterscheiden, wenn man eine Alternative als Beobachtung herausnimmt. Es wird also das Modellverhalten bei einer Informationsreduktion beobachtet. In der unten stehenden Tabelle sind die Ergebnisse eines solchen Tests für das geschätzte Clogit dargestellt.¹⁴⁵

Tabelle 8: IIA-Test nach Hausman für das Multinomiale Logit-Modell

ausgelassene Alternativen	Der IIA-Hausman-Test prüft, ob der Unterschied zwischen einem Vollmodell und einem restringierten Modell systematisch ist.
A1	$\text{Chi}(26)=(b-B)'[V_b-V_B]^{-1}(b-B) = 353.77 \rightarrow \text{Prob}>\text{chi}^2=0.000$
A2	$\text{Chi}(26)=(b-B)'[V_b-V_B]^{-1}(b-B) = 919.72 \rightarrow \text{Prob}>\text{chi}^2=0.000$
SQ	$\text{Chi}(26)=(b-B)'[V_b-V_B]^{-1}(b-B) = 1342.24 \rightarrow \text{Prob}>\text{chi}^2=0.000$

(B steht für die geschätzten Koeffizienten des Vollmodells und b für die geschätzten Koeffizienten des restringierten Modells.)

In keinem der Fälle (A1, A2, SQ) kann abgelehnt werden, dass der Unterschied zwischen den geschätzten Koeffizienten systematisch ist. Somit gibt es keinen Hinweis dafür, dass die IIA-Restriktion in dem geschätzten Clogit verletzt wird.

6.2.2 Mixed-Logit-Modell

Mit dem Mixed-Logit-Modell kann ein Modell berechnet werden, das noch breitere Möglichkeiten zur Analyse von Wählerpräferenzen ermöglicht (vgl. 4.1). Im Gegensatz

¹⁴⁴ Siehe Abs. 4.1.1

¹⁴⁵ Vgl. STATA–Release 10 (2007a S. 542). Eine Alternative zum Hausman-Test stellt die SUEST-Prozedur (Semmingly unrelated estimation) dar; vgl. STATA – Release 10 (2007c S. 347). Sie gibt bei besonders komplexen Datensätzen einen zuverlässigeren Test, indem sie die Kovarianzen der Schätzungen berücksichtigt. In der vorliegenden Arbeit sind bei der Anwendung des Hausman-Tests keine Probleme aufgetaucht, womit dieser als geeignet erachtet wurde.

zum Clogit-Modell werden die Umweltattributvariablen (Variablen 2-26 in Tabelle 5) nun nicht mehr als ordinal, sondern als intervallskaliert aufgefasst. Dies lässt sich mit den folgenden Überlegungen begründen: Im vorliegenden SCEs sind die Umweltattribute auf einer bipolaren Skala abgebildet. Dazu werden den Probanden die Abstände zwischen den einzelnen Ausprägungen auf einer grafischen Skala neutral, ohne zusätzliche Beschreibung und als konstant dargestellt. Per Definition weisen Ordinalskalen eine Rangordnung auf, wobei jedoch keine identischen Abstände zwischen den Rängen identifiziert werden. Die Intervallskala hingegen weist identische Abstände zwischen den Rängen auf. Eine Temperaturskala ist ein klassisches Beispiel für eine Intervallskala. Hier sind die Abstände zwischen den einzelnen Temperatureinheiten identisch und ergeben sich zudem durch einen naturwissenschaftlich replizierbaren Zusammenhang. Ein solcher Zusammenhang kann in der vorliegenden Skala nicht ermittelt, sondern nur angenommen werden. Streng genommen kann die vorliegende Skala auch als Likert-Skala interpretiert werden, also eine Skala mit einer Rangreihung, deren einzelne Ränge verbal beschrieben werden.¹⁴⁶ Eine Äquidistanz kann damit aber auch nicht vorausgesetzt werden, da verbale Interpretationen sehr unterschiedlich ausfallen können. In der vorliegenden Skalierung sind die Abstände jedoch so dargestellt, dass man von einer Intervallskalierung sprechen kann. Für die Variablen ergeben sich nun die Parameterbezeichnungen aus Tabelle 9.

Tabelle 9: Variablenbezeichnung für das Mixed-Logit-Modell

β-Parameter	STATA -Bezeichnung	Variablenbezeichnung – Intervallskalierung für Mixlogit
1	tax	Preis
2	wasserInt	Wasser (intervall-skaliert fünf Ausprägungen)
3	bodenInt	Boden (intervall-skaliert fünf Ausprägungen)
4	landschaftInt	Landschaft (intervall-skaliert fünf Ausprägungen)
5	artenInt	Artenvielfalt (intervall-skaliert fünf Ausprägungen)
6	luftInt	Luft (intervall-skaliert fünf Ausprägungen)
27	ask	alternativenspezifische Konstante
28	_IasXak	alternativenspezifische Konstante*Alter
29	_IasXgs	alternativenspezifische Konstante*Geschlecht
30	_IasXbe1	alternativenspezifische Konstante*Klasse_a
31	_IasXbe2	alternativenspezifische Konstante*Klasse_b
32	_IasXbe3	alternativenspezifische Konstante*Klasse_c

¹⁴⁶ Eine umfassende Darstellung und kritische Würdigung zur Likert-Skala ist in Carifio und Perla (2007) zu finden.

Für das geschätzte Mixed-Logit-Modell in dieser Arbeit wird eine Präferenzheterogenität bzgl. der Umweltattribute Wasser, Boden, Landschaft, Artenvielfalt und Luft angenommen. Der Preis sowie die β -Koeffizienten 27-32 werden als homogene Größen aufgefasst und sind deshalb Gumbel-verteilt. Zusätzlich sind in dem Modell Kovarianzen zwischen den Präferenzheterogenitäten erlaubt. Für die Verteilungen der β -Koeffizienten (2-6), für die eine Präferenzheterogenität erwartet wird, ist eine Normalverteilung angenommen.

$$\beta_n \sim N(0|1) \quad (6.3)$$

Als Schätzmodell ergibt sich:

$$P_{ni} = \int \beta_n \left(\frac{e^{W_{ni}}}{\sum_{j \in C_n} e^{W_{nj}}} \right) \phi(\beta_n | b, \Omega) d\beta_n \quad (6.4)$$

P steht für die Auswahlwahrscheinlichkeit Individuum n. W ist eine Variable, die sämtliche Parameter und Variablen aus Tabelle 9 für eine entsprechende Alternative enthält, wobei b null lautet und Ω die Kovarianz der Standardabweichungen für die einzelnen Umweltattribute abbildet. Aus Abschnitt 4.3 ist bekannt, dass das Mixed-Logit-Modell keine analytische Lösung besitzt. Dieser Umstand ergibt sich letztlich durch die multivariate Normalverteilung der Störterme. In dem vorliegenden Schätzmodell sollen die Koeffizienten (Mittelwerte) für fünf Umweltattribute geschätzt werden. Zusätzlich wird angenommen, dass die dazugehörigen Varianzen miteinander korrelieren, womit zusätzlich eine Kovarianzmatrix geschätzt werden muss. Das heißt, die Mittelwerte besitzen jeweils eine Varianz, die wiederum von den Varianzen der anderen Mittelwerte abhängig sein kann. Diese Kovarianzmatrix ist jedoch multivariat normalverteilt, so dass mehrdimensionale Räume entstehen, die wiederum in einer Gleichung ausgedrückt werden können, die verschachtelte und analytisch nicht lösbare Integrale beinhaltet.

Im Mixed-Logit-Modell werden deshalb die Cholesky-Faktoren geschätzt,¹⁴⁷ wodurch sich für das Mixed-Logit-Modell wiederum 26 zu schätzende β -Koeffizienten (11 Koeffizienten aus Tabelle 9 plus 15 Cholesky-Faktoren) ergeben.

¹⁴⁷ Der Name ist auf Andre-Louis Cholesky (1875-1918) zurückzuführen.

Die Cholesky-Faktoren ergeben sich aus der Zerlegung einer symmetrischen positiv definiten Matrix, wie sie mit der multivariat normalverteilten Kovarianzmatrix Ω gegeben ist. Mit Hilfe der Cholesky-Zerlegung lässt sich die Verteilung der Kovarianzmatrix berücksichtigen. Die Kovarianzmatrix wird dabei wie folgt zerlegt (die fünf Zeilen repräsentieren die Kovarianzen der Standardabweichungen der Umweltattribute):

$$\Omega = \begin{bmatrix} K_{11} & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ K_{12} & K_{22} & \cdot & \cdot & \cdot \\ K_{13} & K_{23} & K_{33} & \cdot & \cdot \\ K_{14} & K_{24} & K_{34} & K_{44} & \cdot \\ K_{15} & K_{25} & K_{35} & K_{45} & K_{55} \end{bmatrix} = L * L^T \quad (6.5)$$

mit:

$$L * L^T = \begin{bmatrix} l_{11}^2 & l_{21} * l_{11} & l_{31} * l_{11} & l_{41} * l_{11} & l_{51} * l_{11} \\ l_{11} * l_{21} & l_{22}^2 & l_{32} * l_{22} & l_{42} * l_{22} & l_{52} * l_{22} \\ l_{11} * l_{31} & l_{22} * l_{23} & l_{33}^2 & l_{43} * l_{33} & l_{53} * l_{33} \\ l_{11} * l_{41} & l_{22} * l_{24} & l_{33} * l_{34} & l_{44}^2 & l_{54} * l_{44} \\ l_{11} * l_{51} & l_{22} * l_{25} & l_{33} * l_{35} & l_{44} * l_{45} & l_{55}^2 \end{bmatrix} \quad (6.6)$$

Die Matrix L enthält dann die Cholesky-Faktoren (Cholesky-Faktorisierung):

$$L = \begin{bmatrix} l_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ l_{21} & l_{22} & 0 & 0 & 0 \\ l_{31} & l_{32} & l_{33} & 0 & 0 \\ l_{41} & l_{42} & l_{43} & l_{44} & 0 \\ l_{51} & l_{52} & l_{53} & l_{54} & l_{55} \end{bmatrix} \text{ und } L^T = \begin{bmatrix} l_{11} & l_{21} & l_{31} & l_{41} & l_{51} \\ 0 & l_{22} & l_{32} & l_{42} & l_{52} \\ 0 & 0 & l_{33} & l_{43} & l_{53} \\ 0 & 0 & 0 & l_{44} & l_{54} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & l_{55} \end{bmatrix} \quad (6.7)$$

In einem nächsten Schritt wird für jede Beobachtung in L ein Vektor u mit standardnormalverteilten Zufallswerten erzeugt. Das Produkt aus der Matrix L und u entspricht einer zufälligen Ziehung eines Vektors aus einer multivariaten Normalverteilung zur Bestimmung der Kovarianzmatrix Ω . Die Cholesky-Zerlegung erzeugt aus einer Matrix eine untere Dreiecksmatrix, die mit sich selbst multipliziert wieder die ursprüngliche Matrix ergibt. Dieser Prozess kann ständig wiederholt werden, bis eine hinreichend genaue Approximation der tatsächlichen Funktion entsteht. In der hier

angewandten Schätzung des Mixed-Logit-Modell sind insgesamt 500 Ziehungen von Zufallszahlen zur Generierung eines Vektors u vorgenommen.¹⁴⁸

Die Modellgüte für das geschätzte Mixed-Logit-Modell ist in Tabelle 10 angegeben.¹⁴⁹

Tabelle 10: Modellgüte des Mixed-Logit-Modells

Modellgüte	Clogit
Entscheidungen	1480
Log-Likelihood des Nullmodells	-23259.28
Log-Likelihood des Vollmodells	-16869.15
Pseudo-R ²	0.27
Wald-chi2 (26) = 526.93	Prob>chi2 = 0.000

Die Schätzung des Mixed-Logit-Modells ergibt ein besseres Pseudo-R² (0.27) als im Clogit Modell (0.2405). Das Mixed-Logit-Modell kommt den wahren β -Parametern damit näher als das Clogit-Modell. Ein Wald-Test kann nicht abgelehnt werden. Die nachfolgenden Tabellen geben die geschätzten Mittelwerte und Standardabweichungen wieder:

Tabelle 11: Schätzergebnisse des Mixed-Logit-Modells - Mittelwerte

β -Parameter	choice	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Interval]	
1	Tax	-.3040858	.0504446	-6.03	0.000	-.4029554	-.2052163
2	wasserInt	.6424391	.0690253	9.31	0.000	.5071521	.7777261
3	BodenInt	.4793135	.0787403	6.09	0.000	.3249853	.6336417
4	landInt	.1532206	.0694577	2.21	0.027	.0170859	.2893553
5	artenInt	.4863285	.0592386	8.21	0.000	.370223	.602434
6	luftInt	.6235394	.0776744	8.03	0.000	.4713003	.7757784
27	ask	.4107168	.5830836	0.70	0.481	-.7321061	1.55354
28	IasXak	-.132703	.1205881	-1.10	0.271	-.3690514	.1036454
29	IasXgs	.1223315	.2352648	0.52	0.603	-.3387791	.5834421
30	IasXbe1	-.0181144	.1706753	-0.11	0.915	-.3526318	.3164031
31	IasXbe2	-.4158948	.1664592	-2.50	0.012	-.7421489	-.0896408
32	IasXbe3	.4340092	.2222956	1.95	0.051	-.0016822	.8697006

¹⁴⁸ Train differenziert zwischen verschiedenen Möglichkeiten der Ziehung von Pseudo-Zufallszahlen. In der vorliegenden Schätzung wurde die Methode der Halto-Draws verwendet. Vertiefend zu den Methoden der Ziehung von Pseudo-Zufallszahlen vgl. Train (2003).

¹⁴⁹ Zur Schätzung des Mixed-Logit-Modells ist auf den mixlogit-Befehl für STATA von Hole (2007) zurückgegriffen worden.

Die Ergebnisse der Schätzung liefern für die Umweltattribute signifikante Mittelwerte (vgl. Tabelle 11). Ein Test, ob der Wert für die alternativenspezifische Konstante signifikant von Null verschieden ist, kann indes nicht mehr abgelehnt werden. Gleiches gilt für das Alter und das Geschlechtsmerkmal. Die Herkunftsvariable als Interaktion mit der alternativen spezifischen Konstanten zeigt hingegen auch in diesem Modell belastbare Koeffizienten, die den Aussagen aus den anderen Modellen entsprechen. Der Preis ist auch hier wie erwartet negativ und signifikant von Null verschieden.

Neben den Mittelwerten wurden durch die Annahme einer Normalverteilung der Umweltattribute auch deren Standardabweichungen geschätzt. Diese sind alle signifikant von Null verschieden. Das spricht für heterogene Umweltpräferenzen, da es signifikante Abweichungen vom Mittelwert gibt. Die höchste Standardabweichung war in Bezug auf Luft und die niedrigste in Bezug auf Artenvielfalt zu finden. Das bedeutet, dass für das Umweltattribut Luft die Präferenzen vergleichsweise heterogen und für das Umweltattribut Artenvielfalt homogen sind. Die Standardabweichungen für die einzelnen Umweltattribute ergeben sich folgendermaßen:

$$\begin{matrix} \left[\begin{array}{l} \text{Wasser} \\ \text{Boden} \\ \text{Landschaft} \\ \text{Artenvielfalt} \\ \text{Luft} \end{array} \right] = \left[\begin{array}{cccccc} \sqrt{I1^2} & & & & & \\ 0 & \sqrt{I2^2 + I22^2} & & & & \\ 0 & 0 & \sqrt{I3^2 + I32^2 + I33^3} & & & \\ 0 & 0 & 0 & \sqrt{I4^2 + I42^2 + I43^2 + I44^2} & & \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \sqrt{I5^2 + I52^2 + I53^2 + I54^2 + I55^2} & \end{array} \right] \end{matrix}$$

(6.8)

Tabelle 12: Schätzergebnisse des Mixed-Logit-Modells - Standardabweichungen

Standardabweichungen	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Interval]	
Wasser	.394771	.066043	5.98	0.000	.2653291	.5242128
Boden	.4486114	.0783276	5.73	0.000	.2950921	.6021307
Landschaft	.512852	.0735569	6.97	0.000	.3686832	.6570209
Artenvielfalt	.2635598	.0565627	4.66	0.000	.1526989	.3744207
Luft	.5393051	.0726379	7.42	0.000	.3969375	.6816727

Des Weiteren wird in dem Mixed-Logit-Modell auch eine Kovarianzmatrix berechnet. Die Kovarianzmatrix in Tabelle 13 zeigt die entsprechenden Ergebnisse. Ein signifikanter negativer Zusammenhang ist danach nur für Luft und Landschaft zu finden. Ein signifikant positiver Zusammenhang ergibt sich zwischen Artenvielfalt und Boden. Das heißt, wenn

die Präferenzen für die Landschaft heterogener sind, sind die Präferenzen für Luft homogener. Dieser Zusammenhang könnte darauf zurückzuführen sein, dass das Attribut Luft in städtischen Wohngebieten eine stärkere Bedeutung besitzt als im ländlichen Raum. In städtischen Gebieten wiederum herrscht eine höhere Einwohnerdichte, wodurch sich vielfältigere Landschaftspräferenzen entwickeln. Im Falle von Artenvielfalt und Boden hingegen harmonisieren die Präferenzen. Folglich nehmen die Probanden Artenvielfalt und Boden im Zusammenhang wahr.

Tabelle 13: Schätzergebnisse des Mixed-Logit-Modells - Kovarianzen

Wasser	.1558441***				
Boden	.0222706	.2012522***			
Landschaft	.0125958	.0232617	.2630172***		
Artenvielfalt	.0321784	.097704***	.0738885	.0694638***	
Luft	.055302	.0587282	-.1370897***	.0131387	.29085***
	Wasser	Boden	Landschaft	Artenvielfalt	Luft

(*** P < 0.1)

6.2.3 Heteroskedastisches Logit-Modell

Das Heteroskedastische Logit-Modell – im Folgenden Clogit¹⁵⁰ genannt – ist eine Erweiterung des Clogit-Modells. Der Unterschied zwischen beiden Modellen liegt in der funktionalen Bestimmung des Skalenfaktors durch eine oder mehrere externe Größen. Welchen Wert der Skalenfaktor dabei annimmt, hängt von theoretischen Plausibilitätsüberlegungen ab. In Abschnitt 5.4 wurden dazu insgesamt drei Hypothesen formuliert, die hier getestet werden.

Komplexitätsmaß:

Als Plausibilitätsüberlegung für die Verwendung eines Komplexitätsmaßes ist zu untersuchen, ob das Repertory-Design eventuell einen verzerrenden Einfluss auf das Entscheidungsverhalten innerhalb der Interviews besitzt. Das Repertory-Design wurde u. a.

¹⁵⁰ Hole (2006a) hat einen Stata-Befehl namens Clogit¹⁵⁰ entwickelt, der das Heteroskedastische Logit-Modell im Sinne der Formulierung von DeShazo und Fermo (2002) für Stata umsetzt.

entwickelt, um eben einen solchen Effekt zu verhindern. Als Komplexitätsmaß dient der Shannon-Index, da er mehrere Designdimensionen gleichzeitig erfasst. Der Shannon-Index ist ein Diversitätsmaß, das den Grad der Unterschiedlichkeit zwischen verschiedenen Alternativen mit mehreren Dimensionen messen kann.¹⁵¹ Im vorliegenden Fall misst der Index jeweils, wie stark sich die drei Umweltalternativen (vgl. Abbildung 24) innerhalb eines Choice Sets unterscheiden. Damit entsteht eine Metrik, die jedem Choice Set einen Wert zuordnet und somit jede Entscheidungssituation bzgl. ihres Schwierigkeitsgrades (Ähnlichkeit der Umweltalternativen) charakterisiert.¹⁵²

Um die Alternativen untereinander zu vergleichen, werden sie als Punkte in einem sechs-dimensionalen euklidischen Raum aufgefasst. (Die Dimensionen entsprechen den sechs Attributen: Wasser, Boden, Landschaft, Artenvielfalt, Luft und Preis.) Dadurch lassen sich, ausgehend vom Ursprung, alternativenspezifische Distanzen berechnen:

$$\mathfrak{R}^n : d(x, y) = \|x - y\|_2 = \sqrt{(x_1 - y_1)^2 + \dots + (x_n - y_n)^2} = \sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - y_i)^2} \quad (6.9)$$

Somit ist x immer null und y nimmt die entsprechenden Werte, die sich aus der Beschreibung der Umweltalternative ergeben, an.¹⁵³ Wird z. B. eine Umweltalternative als äußerst gut beschrieben, indem sie für alle Umweltattribute die beste Ausprägung besitzt, dann würde y für jede Dimension den Wert 1 annehmen. Ist sie als äußerst schlecht beschrieben, dann würde sie für jedes Umweltattribut den Wert 5 annehmen.

Als nächstes werden diese alternativen-individuellen Distanzen innerhalb eines Choice Set addiert und hinsichtlich ihres prozentualen Anteils an der Gesamtsumme identifiziert. Mit diesen Prozentwerten kann der Shannon-Index wie folgt berechnet werden:

$$ShannonIndex = -\sum_{i=1}^3 p_i \log p_i \quad (6.10)$$

¹⁵¹ Vgl. Shannon (1948) und Krebs (1989).

¹⁵² Die Herleitung orientiert sich an Swait und Admowicz (2002), wobei sie hier vereinfacht angewendet wird, da keine quadrierten Komplexitätsmaße in das Modell einfließen.

¹⁵³ Im vorliegenden Fall sind die Werte durch die Versuchsplanung entstanden.

Mit p sind die prozentualen Anteile jeder Alternative am Choice Set gegeben. Die entstehenden Werte geben dann für jedes Choice Set eine Zahl, die dieses Choice Set hinsichtlich seiner Komplexität (Ähnlichkeit der Alternativen) bestimmt.

Tabelle 14: Beispielrechnung für den Shannon-Index als Komplexitätsmaß

Alternative	Choice Set	Euklidisches Distanzmaß	Prozentualer Anteil des Euklidischen Distanzmaßes: p	$\text{Log}(p)$	$\text{Log}(p)*p$	Shannon-Index	Shannon-Index+1* (-1)
1	1	8.185.352	.3264533	-1.119.468	-.3654542	-1.090.458	.0904583
1	1	9.746.795	.3887278	-.944876	-.3672995	-1.090.458	.0904583
1	1	7.141.428	.2848189	-1.255.902	-.3577046	-1.090.458	.0904583
2	2	7.416.198	.3306134	-1.106.806	-.3659248	-1.097.799	.0977986
2	2	7.874.008	.3510225	-1.046.905	-.3674872	-1.097.799	.0977986
2	2	7.141.428	.3183642	-1.144.559	-.3643867	-1.097.799	.0977986
3	3	7.071.068	.351295	-1.046.129	-.3674999	-1.095.032	.0950321
3	3	591.608	.2939145	-1.224.466	-.3598884	-1.095.032	.0950321
3	3	7.141.428	.3547905	-1.036.228	-.3676438	-1.095.032	.0950321

In der ersten Spalte sind die Nummerierungen der Alternativen eingetragen, wobei jeweils drei Alternativen ein Choice Set bilden. In der dritten Spalte sind die euklidischen Distanzen für jede einzelne Alternative (siehe Formel 6.9) berechnet und in der vierten die entsprechenden prozentualen Anteile jeder einzelnen Alternative. Die fünfte Spalte enthält die logarithmierten prozentualen Anteile der vierten Spalte. In der sechsten Spalte sind logarithmierten Werte aus Spalte fünf noch einmal mit den Werten aus Spalten vier multipliziert. Die siebte Spalte enthält die Berechnung der tatsächlichen Shannon-Index-Werte (siehe Formel 6.10), der die Choice Sets bzgl. ihrer Ähnlichkeit auf eine gemeinsame Skala projiziert. Die Werte, die durch den errechneten Shannon-Index produziert werden, sind so niedrig, dass im Rahmen einer Schätzung für die Log-Likelihood-Funktion kein Maximum gefunden werden kann. Um die Differenzen zwischen den Shannon-Index-Werten zu erhöhen werden sie deshalb noch einmal mit eins addiert und mit minus eins multipliziert (vgl. letzte Spalte Tabelle 14).

Wahrnehmungsmaß:

Das Maß für die Wahrnehmung entspricht einer Umwelteinschätzung, zu der die Probanden noch vor dem eigentlichen Experiment aufgefordert wurden (vgl. Semantisches Differential Abschnitt 6.1.1). Der Indikator misst diese Umwelteinschätzungen als euklidische Distanz ausgehend vom Ursprung.¹⁵⁴ Das heißt, die Einschätzungen, die von den Probanden für die einzelnen Umweltattribute vorgenommen wurden, werden auf eine Skala gebracht und so zu einer zusammenhängenden Umwelteinschätzung zusammengefasst. Dazu wird wieder das euklidische Distanzmaß verwendet, das die fünf Dimensionen (Wasser, Boden, Landschaft, Artenvielfalt und Luft) zusammenfasst. Diese Skala wird im Folgenden Issue-Scale genannt. Damit sind schlechtere Umwelteinschätzungen weiter vom Ursprung entfernt als bessere. Für jeden Probanden kann damit eine individuelle Zahl auf der Issue-Scale zugeordnet werden.

Herkunftsmaß:

Im Fall der Herkunft als Erklärung für die Fehlervarianz sind die Probanden in die drei Herkunftsklassen (A, B, und C) aufgeteilt. Die Parametrisierung erfolgt, wie hier gezeigt, direkt über den Herkunftswert:¹⁵⁵

$$P_{in} = \frac{e^{\left(\lambda Z_n \right) W_{in}}}{\sum_{j \in C_n} e^{\left(\lambda Z_n \right) W_{jn}}} \quad (6.11)$$

Hierbei gibt P die Auswahlwahrscheinlichkeit für Alternative i eines Individuums n an. W enthält die Variablen und zu schätzenden β -Parameter, wie sie auch im Clogit-Modell verwendet wurden. Der Skalenfaktor wird folgendermaßen extern bestimmt:

¹⁵⁴ Die Berechnung erfolgt analog zum Komplexitätsmaß (vgl. Formel 6.9) mit dem Unterschied, dass für die euklidischen Distanzen diesmal die individuenspezifischen Einschätzungen der Probanden aus dem Semantischen Differential verwendet werden.

¹⁵⁵ Vgl. Hole (2006a).

$$\mu \left(e^{\lambda Z_n} \right) \tag{6.12}$$

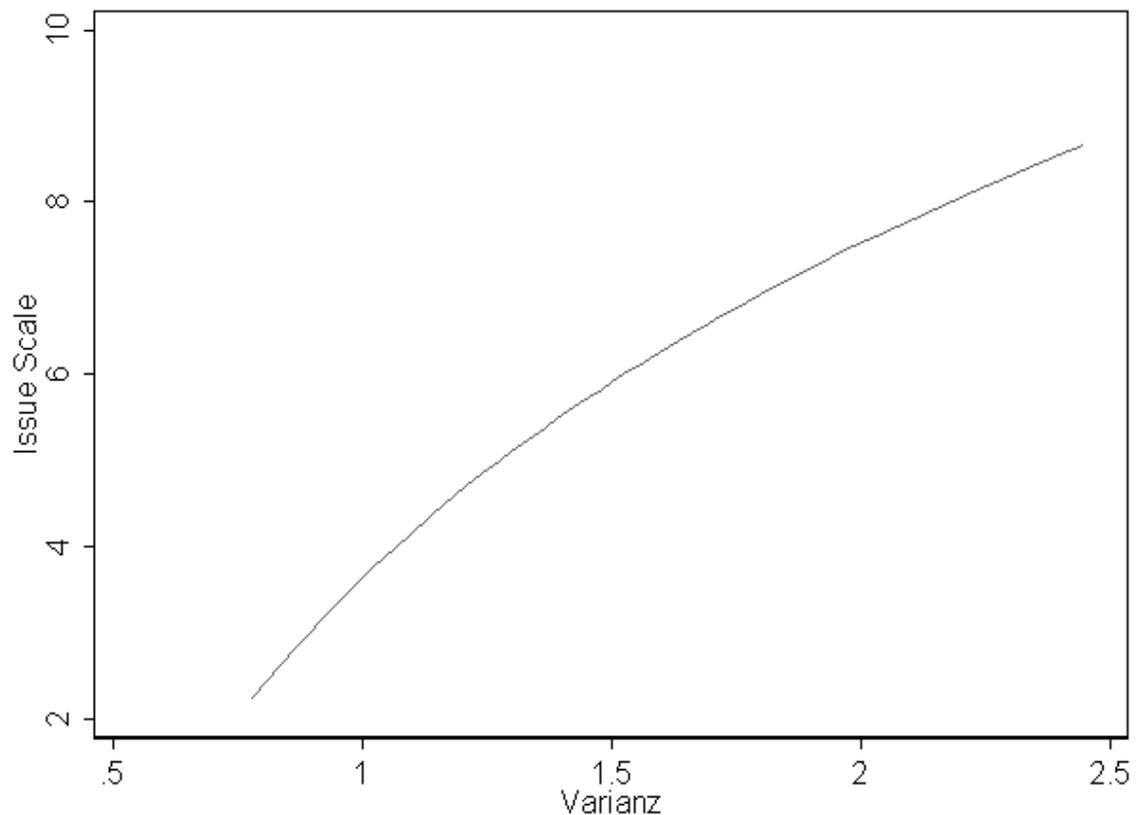
Z beinhaltet die einzelnen Größen (Komplexität, Wahrnehmung und Herkunft), die potentiell die Varianz in den vorgestellten Entscheidungsmodellen erklären können. In Tabelle 15 werden Modellgütekriterien, Testergebnisse und die Koeffizientenschätzung für genannte Z-Maße gegeben.

Tabelle 15: Teststatistiken für Shannon-Index (shannon), Issue-Scale (issuescale) und Herkunft (bev) im Rahmen des Heteroskedastischen Logit-Modells

	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Interval]			
issuescale	-0.089	0.036	-2.46	0.014	-0.1599	-0.0181	LR chi2(1) = 95.76	Prob > chi2 = 0.0000
shannon	8.121	Aug 89	0.91	0.36	-92.828	255.247	LR chi2(1) = 13.39	Prob > chi2 = 0.0003
bev	-0.180	0.077	-2.35	0.019	-0.3306	-0.0297	LR chi2(1) = 101.69	Prob > chi2 = 0.0000

Im ersten Fall ist die Varianz durch die **Issue-Scale** bestimmt. Diese spiegelt die individuellen Umwelteinschätzungen der Probanden wider. Eine Schätzung des Issue-Scale-Koeffizienten ergibt eine signifikante negative Beziehung zwischen der Varianz des Modells und der Issue-Scale. Das heißt, wenn die Issue-Scale einen hohen Wert annimmt, ist die Varianz ebenfalls hoch. Da ein höherer Wert auf der Issue-Scale einer schlechteren Umwelteinschätzung entspricht, ergibt sich eine negative Beziehung zwischen der Umwelteinschätzung und der Unsicherheit im Entscheidungsverhalten.

Abbildung 28: Zusammenhang “Varianz und Issue-Scale“



(Eigene Darstellung mit den Werten aus Tabelle 25 (Anhang))

Auf der x-Achse der Abbildung 28 sind die Werte für die Varianz und auf der y-Achse die Werte der Issue-Scale eingetragen. Die Wertetabelle dafür befindet sich im Anhang Tabelle 25. Bei einem geschätzten Koeffizienten von $-0,089$ ergibt sich die abgebildete Beziehung zwischen der Varianz und der Issue-Scale.

Der Test für die **Designkomplexität** zeigt für den LR-Test eine Ablehnungswahrscheinlichkeit von 0,0003 Prozent. Die Irrtumswahrscheinlichkeit beträgt also weniger als ein Prozent, wenn das Nullmodell sich nicht vom varianzindizierten Modell unterscheidet. Ein Test darauf, ob der geschätzte Koeffizient signifikant von Null verschieden ist, kann hingegen nicht abgelehnt werden. Es ist also nicht auszuschließen, dass das Repertory-Design keinen verzerrenden Einfluss in Form einer höheren Varianz aufweist. Das spricht für den hier entwickelten wahrnehmungsorientierten Repertory-Ansatz.

Ein Test, der die Beziehungen zwischen der **Herkunft** und der Varianz analysiert, ist ebenfalls signifikant. So kann der LR-Test nicht abgelehnt werden und Gamma ist nicht signifikant von Null verschieden. Gamma weist ein negatives Vorzeichen auf, womit eine höhere Fehlervarianz bei Probanden aus großstädtischen Gebieten zu erwarten ist.

Mit dem Heteroskedastischen Logit-Modell besteht die Möglichkeit, den Einfluss von externen Größen auf die Varianz im Entscheidungsverhalten zu beobachten. Die Tests sprechen dafür, dass ein signifikanter Einfluss von Umweltwahrnehmung und Herkunft der Probanden auf das Entscheidungsverhalten nicht abgelehnt werden kann. Ein Einfluss des Designs in der vorliegenden Formalisierung/Parametrisierung auf das SCEs kann jedoch nicht nachgewiesen werden.

7. Die gesellschaftliche Nachfrage bei variierenden Annahmen über Wählerpräferenzen

Kapitel sieben zeigt mögliche gesellschaftlichen Nachfragen nach Umweltqualität auf, die durch ein Ranking zwischen den Umweltattributen Wasser, Boden, Landschaft, Artenvielfalt und Luft, sowie einer anschließenden Gewichtung dargestellt werden. Die Unterschiede in den gesellschaftlichen Nachfragen werden dabei auf die verschiedenen Annahmen über Wählerpräferenzen und den entsprechenden diskreten Entscheidungsmodellen aus Kapitel 4 Abschnitt 4.4 zurückgeführt. In 7.1 wird dazu zunächst von der Annahme eines repräsentativen Individuums ausgegangen, d. h. die Probanden besitzen homogene Präferenzen. Hier wird das Ranking für die Umweltattribute zum einen über die Zahlungsbereitschaft und zum anderen über die Schätzfunktion des Modells hergeleitet. In 7.2 werden für die Wähler dann heterogene Präferenzen angenommen, wobei das Ranking für die Umweltattribute über den Grad der Präferenzheterogenität der Wähler für die einzelnen Umweltattribute hergeleitet wird. In Abschnitt 7.3 wird ebenfalls von heterogenen Wählerpräferenzen ausgegangen. Das Ranking für die Umweltattribute wird hier jedoch über die Majorität der Zustimmungen und Ablehnungen für Umweltverbesserungen sowie Umweltverschlechterungen hergeleitet. In 7.4 werden die variierenden Annahmen über die Wählerpräferenzen und deren Implikationen für die Artikulation der gesellschaftlichen Nachfrage gegenübergestellt und verglichen.

Kurzzusammenfassung des siebten Kapitels:

Als Ergebnis zeigt sich, dass die Auswertung von SCEs-Daten mit der Discrete-Choice-Modellierung, basierend auf den variierenden Annahmen über die Wählerpräferenzen, unterschiedliche mögliche gesellschaftliche Nachfragen hervorbringt. Ein praktisches Ergebnis bilden die verschiedenen ordinalen Rankings und Gewichtungen der Umweltattribute Wasser, Boden, Landschaft, Artenvielfalt und Luft, wobei einzelne Umweltattribute unter der Prämisse heterogener Wählerpräferenzen in der Nachfrageanalyse sogar unberücksichtigt bleiben können.

7.1 Repräsentatives Individuum

Bei der Annahme eines repräsentativen Individuums (Annahme von homogenen Präferenzen für alle Probanden) lassen sich verschiedene Erklärungen für die gesellschaftliche Nachfrage errechnen. Nachfolgend werden zwei Verfahren zur Entwicklung eines Umweltattribute-Rankings vorgestellt, verglichen und hinsichtlich ihrer Implikationen für die gesellschaftliche Nachfrage ausgewertet. Als Ergebnisgrundlage dienen die Berechnungen des Clogit-Modells aus Abschnitt 6.2.1.

Bei der Bildung eines Rankings basierend auf Präferenzen dürfen ausschließlich relative Gewichte verwendet werden (Lancsar et al. 2007). Oft werden in der Discrete-Choice-Modellierung fälschlicherweise die Betragsgrößen der geschätzten Parameter oder das Signifikanzniveau dafür herangezogen (vgl. Schmidt 2007), was jedoch der Annahme einer subjektiven latenten Skala mit einheitlichen Wertekategorien und somit auch dem ökonomischen Nutzenansatz widerspricht. Nachfolgend sind zwei korrekte Möglichkeiten zur Gewichtung der Attribute aufgeführt.

Rankings aus der Analyse von monetären Ansätzen:

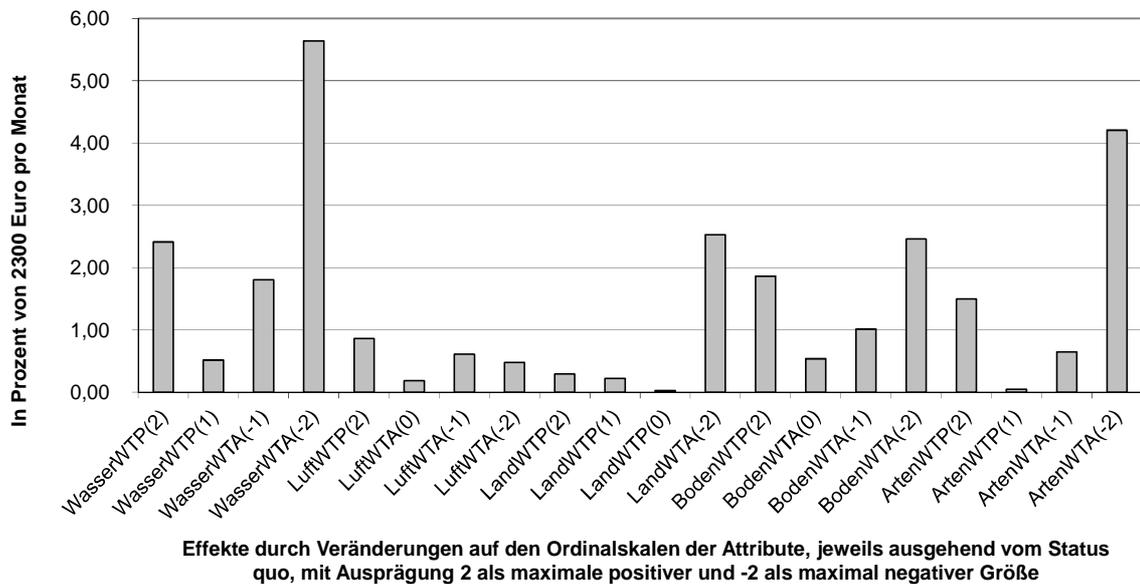
Die wohl bekanntesten Maße zur Bestimmung von relativen Gewichten aus diskreten Entscheidungsmodellen im Falle eines gegebenen Preisattributes sind Willingness-to-Pay (WTP) und Willingness-to-Accept (WTA) (vgl. Hanemann, Kanninen 1998, Small, 1981 und Williams 1971). Sie ergeben sich aus dem Verhältnis der Ableitungen von zwei Variablen innerhalb einer indirekten Nutzenfunktion, wobei die Variable im Nenner den Preis repräsentiert. Wenn die Variablen kategorial sind, ergibt sich der monetäre Wert durch die Veränderung der kategorialen Variabel. Für das Clogit-Modell ist die WTP für z. B. eine Verbesserung der Wasserqualität folgende:¹⁵⁶

$$\frac{\frac{\partial W}{\partial x} w_{1-3}}{\frac{\partial W}{\partial tax}} = (-1) \frac{\beta_2 - \beta_4}{\beta_1} = 2,41\% \quad (7.1)$$

¹⁵⁶ Die Berechnung erfolgt auf Grundlage der Werte in Tabelle 7.

Eine ausführliche Darstellung der einzelnen monetären Werte inklusive der Teststatistiken befindet sich in Tabelle 27 im Anhang. In Abbildung 29 sind die Werte grafisch veranschaulicht. Auffällig ist zunächst, dass die extremen WTA-Werte für Wasser (WasserWTA (-2)) und Artenvielfalt (ArtenWTA(-2)) in etwa doppelt so hoch sind wie die korrespondierenden WTP-Werte (WasserWTP(2) und ArtenWTP(2)). Das entspricht der Theorie der Loss-Aversion, wonach Verluste stärker bewertet werden als Gewinne (vgl. Abs. 3.2). Auffällig ist, dass die Loss-Aversion nur auftritt, wenn sich der Status quo in der Mitte der möglichen Ausprägungen eines Umweltattributes befindet. Bei Boden, Artenvielfalt und Luft ist das nicht der Fall, wodurch inkonsistente Wohlfahrtsmaße auftreten. So würden Probanden im Fall, dass die Bodenqualität sich im Vergleich zum Status quo um eine Einheit verschlechtert, WTP statt WTA zeigen. Sie würden also lieber dafür zahlen, dass sich die Bodenqualität nicht weiter verschlechtert, als dass sie für die schlechte Bodenqualität kompensiert werden wollen. Insgesamt sind für alle WTP und WTA sehr hohe Standardfehler zu beobachten. Ein Test darauf, dass die WTP bzw. WTA signifikant von Null verschieden ist, kann nur in den extremen Ausprägungen für WasserWTP(2) vs. WasserWTA(-2), BodenWTP(2) vs. BodenWTA(-2) und ArtenvielfaltWTP(2) vs. ArtenvielfaltWTA(-2) abgelehnt werden. Bei den monetären Werten für das Attribut Landschaft können nur für die WTA und bei derjenigen für Luft können überhaupt keine Unterschiede von Null abgelehnt werden. Abgesehen von den Werten der mittleren Ausprägungen entsprechen die WTA/WTP-Werte des hier geschätzten Modells in ihrer Tendenz den theoretischen Erkenntnissen zur Prospect-Theorie.

Abbildung 29: WTP/WTA-Werte als Steuerabgabe - Ergebnisse der Multinomial Logit Modells (Clogit)

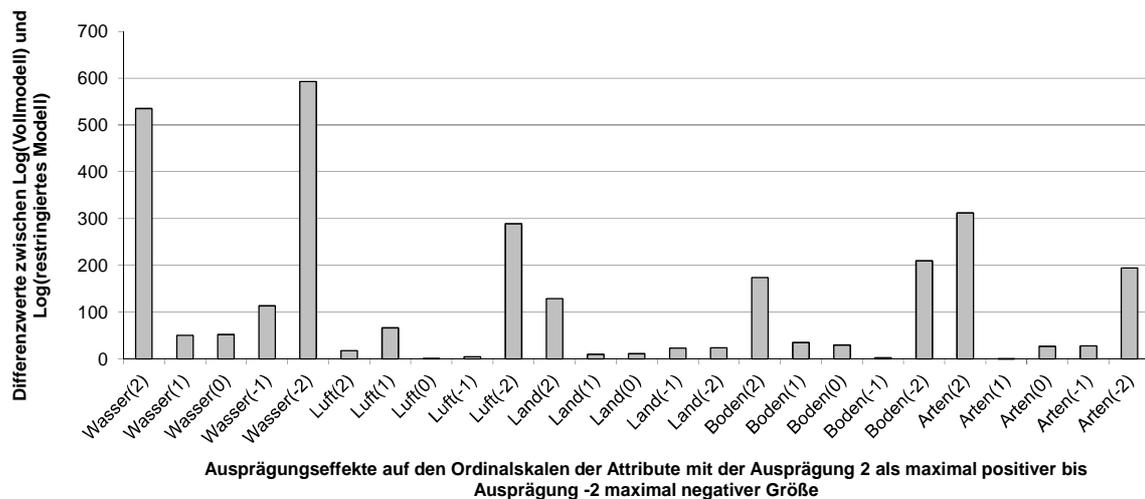


(Eigene Darstellung)

Rankings mithilfe der Log-Likelihood Funktion:

Eine alternative Möglichkeit für ein Ranking bzw. eine Gewichtung ergibt sich durch die Maximum-(Log-)Likelihood-Schätzung selbst (vgl. Lancsar et al. 2007, S. 1741). Die Werte der maximierten (Log-)Likelihood-Funktion ändern sich bei der zusätzlichen Aufnahme bzw. dem Auslassen einzelner Variablen. Diese Änderungen reflektieren den Einfluss der betroffenen Variablen zur Erklärung des Modells und bilden dadurch eine gemeinsame relative Skala. In der Abbildung 30 sind die Log-Gewichtungen der einzelnen Attribute grafisch veranschaulicht. Eine Wertetabelle befindet sich im Anhang (Tabelle 24).

Abbildung 30: Ranking “Log-Likelihood-Funktions-Gewichte“



(Eigene Darstellung)

Auch hier wird deutlich, dass die Ausprägungen zwischen den Extremen (WTP(2) vs. WTA(-2)) bei allen Attributen eine geringere Bedeutung besitzen. Den höchsten Erklärungsbeitrag liefern die Wasserwerte mit zwei Extremausprägungen und die Artenvielfaltwerte mit einer extremen Negativausprägung.

Gegenüberstellung der Rankings und Berechnung der Gewichtungen:

Eine Gegenüberstellung beider Rankings (Zahlungsbereitschaften und (Log-)Likelihood-Funktion) verdeutlicht, dass beide durchaus eine ähnliche Struktur aufweisen.

Tabelle 16: Rankings und Gewichtungen für die monetären Indikatoren “WTP/WTA“ und für das Modellerklärungsvermögen des Schätzmodells (Log-Likelihood-Funktionswerte)

Rankings basierend auf :											
Monetären Werten						Log-Likelihoods Funktions-Werte					
Max-	Wert	%	Max-	Wert	%	Min (1)	Wert	%	Max	Wert	%
Wasser	2,41	35	Wasser	5,64	37	Wasser	592,9	45	Wasser	535,35	46
Boden	1,86	27	Arten.	4,2	27	Luft	289,11	22	Arten.	311,94	27
Arten.	1,49	22	Lands.	2,53	17	Boden	209,77	16	Boden	173,74	15
Luft	0,86	12	Boden	2,46	16	Arten.	194,34	15	Land.	128,70	11
Lands.	0,29	4	Luft	0,48	3	Lands.	23,61	2	Luft	17,46	1
Summe	6,91	100		15,3	100	Summe	1309,73	100		1167,19	100

(Arten. = Artenvielfalt, Lands.=Landschaft; Max-WTP=maximale Zahlungsbereitschaft, wenn die Ausprägung am besten ist, Max-WTA=maximale Kompensation, wenn die Ausprägung am schlechtesten ist; Min(1)=Bedeutung der besten Ausprägung für die Modellerklärung, Max(5)=Bedeutung der schlechtesten Ausprägung für die Modellerklärung)

In Tabelle 16 sind vier verschiedene Rankings und daraus abgeleitete Gewichtungsfaktoren dargestellt. Für die gesellschaftliche Nachfrage bei der Annahme eines repräsentativen Individuums mit homogenen Präferenzen bedeuten die Ergebnisse, dass Wasser insgesamt die höchste Bedeutung besitzt, wobei im Falle einer Priorisierung für alle vier Rankings dem Umweltattribut Wasser mindestens ein Gewichtungsfaktor von 35 Prozent zukommt. Als zweitwichtigstes Umweltattribut ist die Artenvielfalt zu nennen, die bei zwei von vier Rankings den zweiten Platz einnimmt. Danach folgt das Attribut Boden, das für zwei Rankings den dritten Platz einnimmt. Der vierte und fünfte Platz ist mit dem Ranking-Vergleich nicht zu bestimmen. Zwar nimmt Luft in zwei der vier Rankings den fünften Platz ein, jedoch befindet sich auch das Attribut Landschaft zweimal auf Platz fünf.

In der Einzelbetrachtung sind zunächst die WTP-Werte für die Zahlungsbereitschaft zu nennen. Dabei ergibt sich ein Ranking, bei dem Wasser am wichtigsten (35 Prozent) und Landschaft am unwichtigsten (4 Prozent) ist. Nimmt man stattdessen die Geldwerte, die Probanden erhalten müssten, damit sie eine maximale Verschlechterung ertragen würden, dann ist wiederum Wasser am wichtigsten (37 Prozent) und Luft am unwichtigsten (3 Prozent). Für die Log-Likelihood-Funktionswerte ergeben sich vergleichbare Werte. Ausgangspunkt ist der Einfluss der Variablen, die die bestmöglichen Veränderungen

darstellen. Während Min(1) die beste Ausprägung auf der Skala widerspiegelt, ergibt sich Wasser als das wichtigste (45 Prozent) und Landschaft als das schlechteste Attribut (2 Prozent). Mit Max(5) ist der Einfluss der Variablen, die die schlechtesten Ausprägungen beinhalten, für das Ranking zugrunde gelegt. Danach ist Wasser wiederum am wichtigsten (46 Prozent) und Luft am wenigsten von Bedeutung (1 Prozent). Ein Vergleich der Rankings lässt das Max-WTA-Ranking und das Max(5)-Ranking am ähnlichsten erscheinen, wobei auch diese sich bei den Attributen Landschaft und Boden unterscheiden.

Für die Frage, welches Ranking sich letztlich für die Erklärung der gesellschaftlichen Nachfrage am besten eignet, sind sehr unterschiedliche Argumente zu berücksichtigen.

Zunächst sind die Eigentumsrechte in Bezug auf das Untersuchungsobjekt zu nennen, die den tatsächlichen Einfluss der Akteure widerspiegeln. Ergibt sich hier keine klare Aussage, dann sind aus der Sicht des Befragungsdesigns die WTP-Werte den WTA-Werten vorzuziehen, da die WTA-Werte im Rahmen einer Befragung schwieriger zu vermitteln sind (vgl. Abs. 3.2). Dieses Argument bezieht sich aber zumeist auf Beobachtungen, die innerhalb von kontingenten Bewertungen gemacht wurden. Bei SCEs können WTP und WTA zugleich abgefragt werden und somit die Befragungssituation insgesamt vereinfachen. Darüber hinaus ist aber auch festgestellt worden, dass sich wiederholte WTA-Befragungen den Werten einer WTP-Befragung annähern (Coursey et al. 1987). Folglich können die WTA-Werte zu einer Überschätzung führen. Im vorliegenden SCEs sind neben den WTA/WTP-Werten zusätzlich die Rankings aus der Log-Likelihood-Funktion gegeben. Ein Vergleich zeigt, dass die Rankings, die sich durch eine Verlustkompensation für eine hypothetische Umweltverschlechterung ergeben, hier am ähnlichsten sind. Dazu kommt, dass die Koeffizienten der WTP/WTA-Werte nur in den Extremen signifikant sind. Aufgrund der Ähnlichkeit der Rankings und der Signifikanz der Koeffizienten kann das Ranking der Verlustkompensation für eine hypothetische Umweltverschlechterung in der Log-Likelihood-Funktion verwendet werden.

Danach würde sich die gesellschaftliche Nachfrage nach multiattributiven Umweltgütern auf Grundlage der Wählerpräferenzen und des vorliegenden Datensatzes wie folgt gewichten: 46 Prozent richtet sich auf die Wasserqualität, 27 Prozent auf die Artenvielfalt, 15 Prozent auf die Bodenqualität, 11 Prozent auf das Landschaftsbild und 1 Prozent auf die Luftqualität. Angesichts dieser Ergebnisse, könnte der Politiker sämtliche Umweltattribute

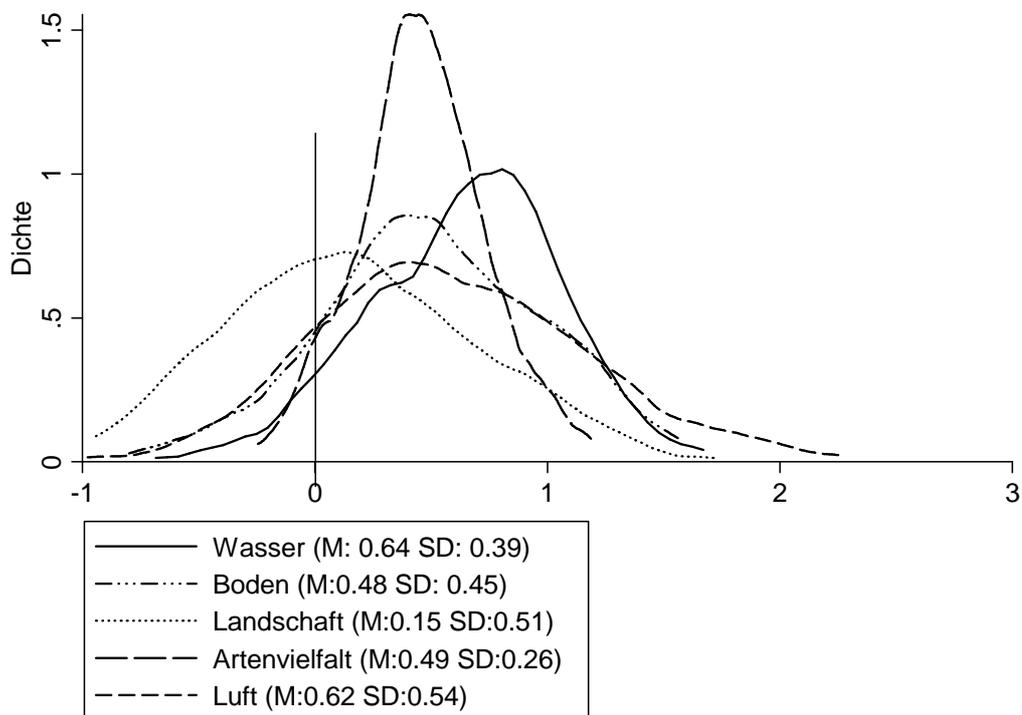
berücksichtigen, aber einen Schwerpunkt auf Wasserqualität und Artenvielfalt legen. Der Schutz der Luftqualität könnte eine untergeordnete Rolle spielen.

7.2 Heterogenitätsgrad

Mit dem Heterogenitätsgrad bzw. dem Homogenitätsgrad – je nachdem, aus welcher Richtung die Skala betrachtet wird – ist eine Skala als Informationsgrundlage gegeben, auf der die Präferenzähnlichkeiten von Wählern in Hinblick auf Umweltgüter, angefangen von der Beurteilung „sehr einheitlich“ bis zur Beurteilung „sehr unterschiedlich“, abgebildet sind. Aus dem Mixed-Logit-Modell kann zur metrischen Abbildung einer solchen Skala die Standardabweichung der einzelnen Umweltattribute herangezogen werden. Sie definiert in dem geschätzten Modell bei einer gegebenen Stichprobe mit den entsprechenden Standardfehlern, inwieweit der geschätzte Mittelwert streut. Da der Mittelwert die Präferenzen für die einzelnen Umweltgüter abbildet, spiegelt seine Standardabweichung den Heterogenitätsgrad der Präferenzen wider. Die nachfolgende Abbildung verdeutlicht diesen Zusammenhang grafisch mit den Schätzergebnissen des Mixed-Logit-Modells.¹⁵⁷

¹⁵⁷ Die Dichtefunktion wird mit 148 Pseudo-Zufallszahlen für eine Normalverteilung erzeugt, wobei die geschätzten Mittelwerte und Standardabweichungen der Umweltattribute aus dem Mixed-Logit-Modell verwendet werden. Eine Kernel-Dichte-Schätzung glättet den sonst nicht stetig abbildbaren Kurvenverlauf der Dichtefunktion (vgl. STATA – Release 10 2007b. S.97).

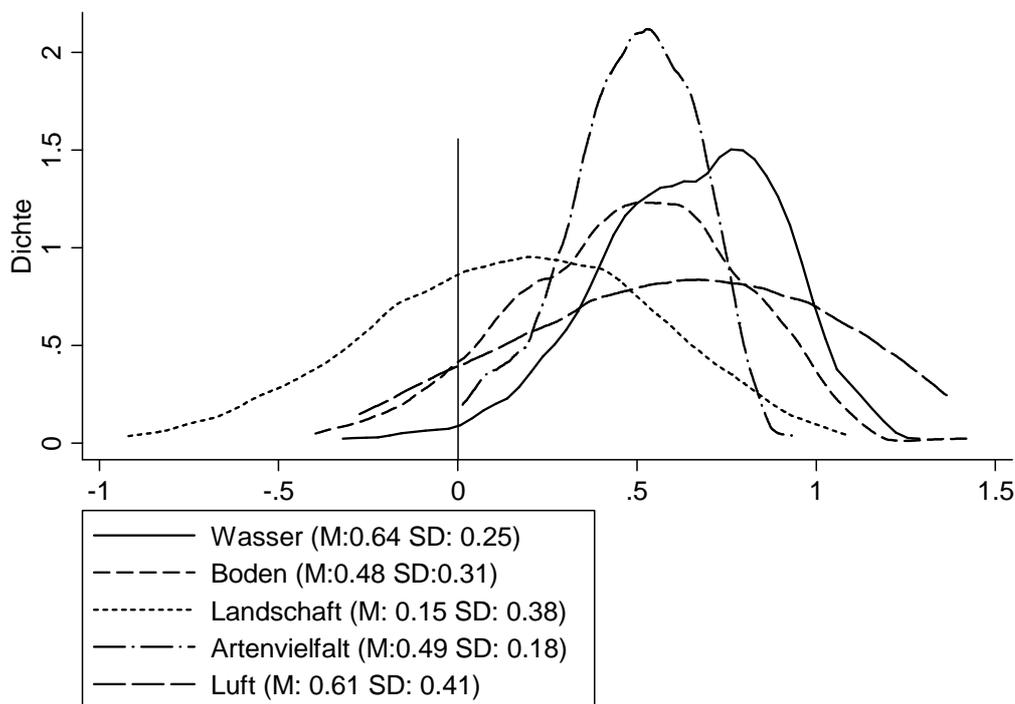
Abbildung 31: Koeffizientenverteilung zur Illustration der Präferenzhomogenität nach dem Mixed-Logit-Modell



(Eigene Darstellung)

Die gesellschaftliche Nachfrage gestaltet sich hier nach dem Homogenitätsgrad der einzelnen Attribute, ausgedrückt durch die Standardabweichung der geschätzten Mittelwerte des Mixed-Logit-Modells. Die Präferenz für Artenvielfalt ist dabei in der Abbildung 31 als am homogensten aufgezeigt, gefolgt von denjenigen für Wasser, Boden, Landschaft und Luft. In Abbildung 31 ist die Dichtefunktionen einer Normalverteilung mit dem geschätzten Mittelwert und der entsprechenden Standardabweichung aufgezeigt. Je flacher der Graph der Dichtefunktion, desto größer die Standardabweichung und desto heterogener sind die Präferenzen für das Attribut. In Abbildung 32 ist der Heterogenitätsgrad zusätzlich in Bezug zu dem in 4.1.6 erklärten Individual-Ansatz nach dem Bayes-Theorem aufgezeigt.

Abbildung 32: Koeffizientenverteilung zur Illustration der Präferenzhomogenität nach dem Mixed-Logit-Modell (Bayes)¹⁵⁸



(Eigene Darstellung)

Auch hier kristallisiert sich die Divergenz des Heterogenitätsgrades zwischen den Umweltattributen wider. Während die Präferenzen für Artenvielfalt wieder am homogensten sind, sind diejenigen für Luft und Landschaft jedoch weniger heterogen. In Tabelle 17 sind die Standardabweichungen verglichen. In den Bayes-Schätzungen fallen sie insgesamt geringer aus. Das Ranking der Umweltattribute nach dem Heterogenitätsgrad ist jedoch bei beiden identisch.

¹⁵⁸ Die Abbildung 32 ist eine Darstellung der geschätzten Mittelwerte für jeden einzelnen der 148 Probanden. Die Formel zur Berechnung der individuellen Präferenzen ist mit (4.0) in Abschnitt (4.1.6) zu finden. Die ökonomische Umsetzung erfolgte mit dem Unterbefehl `mixlbeta` des STATA-Befehls `mixlogit` Hole (2007).

Tabelle 17: Ergebnisse des Rankings nach Heterogenitätsgrad

Mixed Logit Modell	Standard-abweich-	Diff	Gewicht -ung	Bayes-Individual	Standard-abweich	Diff.	Gewichtung nach Bayes
Artenvielfalt	0,26	0,74	26	Artenvielfalt	0,18	0,82	24
Wasser	0,39	0,61	21	Wasser	0,25	0,75	22
Boden	0,45	0,55	19	Boden	0,31	0,69	20
Landschaft	0,51	0,49	17	Landschaft	0,38	0,62	18
Luft	0,54	0,46	16	Luft	0,41	0,59	17
		2,85	100			3,47	100

(Diff. Steht für die Differenz zwischen 1 (vollständige Heterogenität der Präferenzen) und der Standardabweichung)

Für die Darstellung der gesellschaftlichen Nachfrage nach multiattributiven Umweltgütern anhand des Grades der Präferenzheterogenität ergeben sich die Gewichtungsfaktoren aus Tabelle 17. Beide Ansätze (einfaches Mixed-Logit-Modell und das Mixed-Logit-Modell nach Bayes) erzielen ein identisches Umweltattribute-Ranking, wobei Artenvielfalt als wichtigstes und Luft als unwichtigstes Attribut herausgearbeitet werden. Der kaum merkliche Unterschied in den Gewichtungen besteht darin, dass die Bayes-Schätzung die Differenzen noch einmal marginal verringert. Die Schätzung des Mixed-Logit-Modells mit Hilfe des Bayes-Ansatzes ist eine Alternative zum herkömmlichen Ansatz. Da sie jedoch mit sehr restriktiven Annahmen über die Bildung von Wahrscheinlichkeiten verbunden (A-priori-Wissen) ist, werden die mit ihr erzielten Werte im Folgenden nicht weiter verwendet.

Eine Nachfrageuntersuchung, die ein Politikerkalkül unterstellt, das die Wählerpräferenzhomogenitäten berücksichtigt, muss davon ausgehen, dass Umweltattribute mit steigender Präferenzheterogenität irrelevant werden. Nimmt man zum Beispiel diejenigen Attribute heraus, deren Standardabweichung 0,5 (K.O.-Kriterium) übersteigt, ergibt sich ein völlig neues Ranking und somit auch eine andere Erklärung für eine mögliche gesellschaftliche Nachfrage. Ab einem bestimmten Präferenzheterogenitätsgrad hat der Politiker möglicherweise kein Interesse mehr an der Budgetierung von Umweltattributen, da die Wählerpräferenzen dafür so heterogen sind, dass seine Informationskosten über den damit verbundenen Nutzen der Stimmengewinnung liegen.

Tabelle 18: Ergebnisse des Rankings nach Heterogenitätsgrad mit K.O.-Kriterium

Mixed- Logit- Modell	Standard- abweichung	Differenz	Gewichtung
Artenvielfalt	0,26	0,74	39
Wasser	0,39	0,61	32
Boden	0,45	0,55	29
Landschaft	0,51		
Luft	0,54		
		1,9	100

(Mit „Differenz“ wird die Differenz zwischen 1 und der Standardabweichung bezeichnet)

In Tabelle 18 ist das Ranking für den Fall aufgezeigt, dass einige Umweltattribute aufgrund ihrer Präferenzheterogenität nicht weiter berücksichtigt werden. Danach wird Artenvielfalt wieder als am wichtigsten und Boden als am wenigsten wichtig eingeschätzt, Landschaft und Luft spielen aufgrund der hohen Präferenzheterogenität für den Politiker jedoch möglicherweise keine Rolle mehr.

Für die gesellschaftliche Nachfrage fallen damit nur noch drei Umweltattribute ins Gewicht. Ein öffentliches Budget, das durch einen stimmenmaximierenden Politiker verteilt wird, würde sich danach wie folgt gewichten: Artenvielfalt: 39 Prozent, Wasser: 32 Prozent und Boden: 29 Prozent.

7.3 Majoritätsgrad

Mit den geschätzten Mittelwerten und zugehörigen Standardabweichungen des Mixed-Logit-Modells besteht zusätzlich die Möglichkeit, Aussagen über den Zustimmunganteil für eine Verbesserung bzw. Verschlechterung der Umweltattribute zu treffen. Da die geschätzten Parameter (Mittelwerte und Standardabweichungen) a priori als normalverteilt gesetzt wurden und eine Wahrscheinlichkeitsfunktion darstellen, ist die Fläche unter ihrer Dichtefunktion eins. Derjenige Teil der Fläche, der sich im negativen Bereich $[-\infty|0]$ befindet, repräsentiert damit die Ablehnung einer Maßnahme zur Verbesserung der Umwelt (vgl. Train 2003, S. 262 ff).

**Abbildung 34: Koeffizientenverteilung zur Illustration des Majoritätsgrades -
Ergebnisse des Mixed-Logit-Modells nach Bayes**

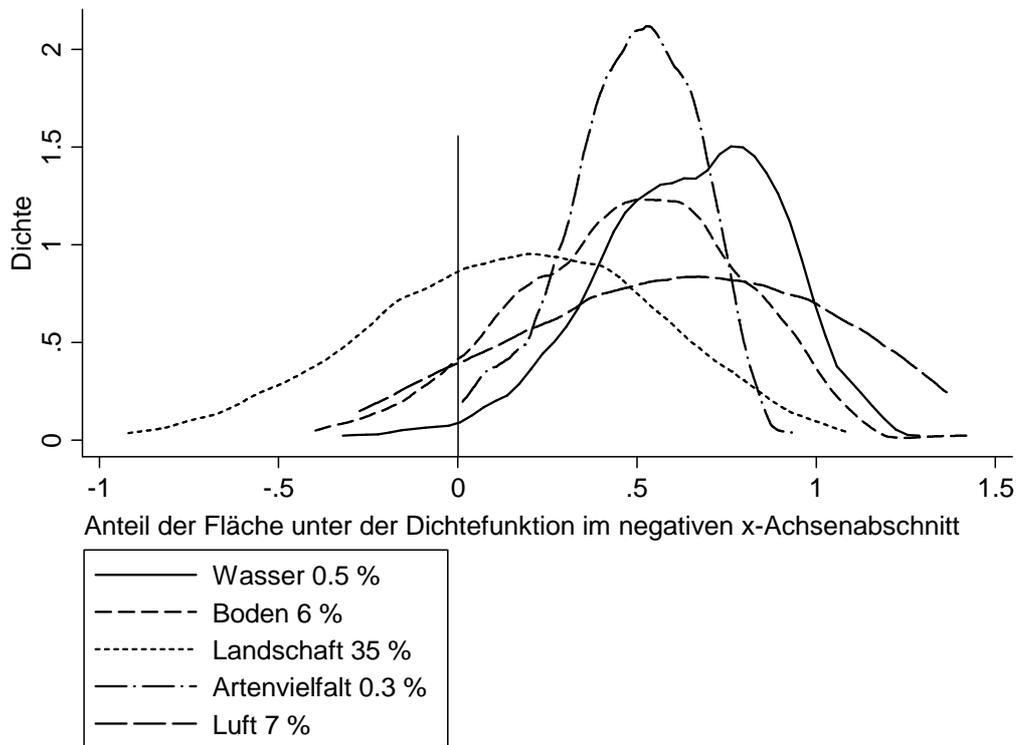


Tabelle 19 enthält die prozentualen Anteile der Flächen unter den Kurven, die sich im negativen Bereich des x-Achsenabschnittes befinden.

Tabelle 19: Ergebnisse der Gewichtung nach Majoritätsgrad

Mixed Logit Modell	Anteil kontra	Diff.	Gewichtung	Bayes Individual	Anteil kontra	Diff.	Gewichtung
Artenvielfalt	3	97	23	Artenvielfalt	0,3	99,7	22
Wasser	5	95	22	Wasser	0,5	99,5	22
Luft	13	87	20	Boden	6	94	21
Boden	14	86	20	Luft	7	93	21
Landschaft	38	62	15	Landschaft	35	65	14
		427	100			451,2	

(Diff. steht für die Differenz, die sich zwischen 100 und dem Anteil kontra Verbesserung in % ergibt)

Danach ergibt sich für beide Berechnungen (Mixed-Logit-Modell und Mixed-Logit-Modell nach Bayes) eine hohe Ablehnung gegenüber einer kostenverursachenden Maßnahme zur Verbesserung des Landschaftsbildes. In Bezug auf die Attribute Wasser und Artenvielfalt

kommen beide Schätzungen zu einem ähnlichen Ergebnis, legt man deren Reihenfolge zugrunde. Unterschiede tauchen bei den Attributen Luft und Boden auf, verschwinden jedoch bei einer Gewichtung völlig. Die absoluten Ablehnquoten sind bei der Bayes-Schätzung geringer, was durch die individuenspezifische Berechnung zu erklären ist.

Nimmt man an, dass ein Politiker sich nur an denjenigen Präferenzen orientiert, welche nicht mehr als fünf Prozent Gegenentscheidungen (K.O.-Kriterium) mit sich bringen, könnte man in unserem Fall davon ausgehen, dass er ein öffentliches Budget lediglich auf zwei Umweltattribute aufteilt. Die Ergebnisse für ein solches Ranking sind in Tabelle 20 aufgeführt. In einem solchen Fall würde die gesellschaftliche Nachfrage nur noch für die Attribute Artenvielfalt und Wasser artikuliert werden, wobei beide nahezu das gleiche Budget erhielten. Die Attribute Luft, Boden und Landschaft würden keine Zuweisungen über öffentliche Budgets erfahren. Der stimmenmaximierende Politiker würde ausschließlich Artenvielfalt und Wasser als Umweltziele berücksichtigen.

Tabelle 20: Ergebnisse der Gewichtungen nach Majoritätsgrad mit K.O.-Kriterium

Mixed Logit Modell	Anteil kontra Verbesserung in %	Differenz	Gewichtung
Artenvielfalt	3	97	51
Wasser	5	95	49
Luft	13		
Boden	14		
Landschaft	38		
		192	100

(Diff. steht für die Differenz, die sich zwischen 100 und dem Anteil Kontra Verbesserung in Prozent und ergibt)

7.4 Zusammenfassung und Gegenüberstellung gesellschaftlicher Nachfragen

In den vorherigen Abschnitten sind neben den Erklärungen zur polit-ökonomischen Artikulation der gesellschaftlichen Nachfrage auch die aufgedeckten gesellschaftlichen Nachfragen dargestellt worden. Diese sind in der nachfolgenden Tabelle noch einmal zusammengetragen.

Tabelle 21: Aufgedeckte gesellschaftliche Nachfragen mit Gewichtung der Umweltattribute ohne K.O-Kriterien

	Annahmen		
Rankings	Repräsentatives	Heterogenitätsgrad	Majorität
1	Wasser (46 %)	Artenvielfalt (26 %)	Artenvielfalt (23 %)
2	Artenvielfalt (27 %)	Wasser (21 %)	Wasser (22 %)
3	Boden (15 %)	Boden (19 %)	Luft (20 %)
4	Landschaft (11 %)	Landschaft (17 %)	Boden (20 %)
5	Luft (1 %)	Luft (16 %)	Landschaft (15 %)

Die Tabelle 21 zeigt die im Rahmen dieser Arbeit aufgedeckten gesellschaftlichen Nachfragen. Für die vorliegenden Berechnungen würden im Falle der Annahme von homogenen Wählerpräferenzen (Repräsentatives Individuum) auf den Wasserschutz 46 Prozent, auf den Schutz der Artenvielfalt 27 Prozent, auf den Bodenschutz 15 Prozent, auf den Landschaftsschutz 11 Prozent und den Luftschutz 1 Prozent des öffentlichen Budgets entfallen. Für die Annahme des Heterogenitätsgrades würde sich das Budget zu 26 Prozent auf den Artenschutz, zu 21 Prozent auf den Wasserschutz, zu 19 Prozent auf den Bodenschutz, zu 17 Prozent auf den Luftschutz und zu 16 Prozent auf den Landschaftsschutz verteilen. In Hinblick auf den Majoritätsgrad würde sich 23 Prozent des Budgets auf den Schutz der Artenvielfalt, 22 auf den Wasserschutz, 20 Prozent auf den Luftschutz, 20 Prozent auf den Bodenschutz und 15 auf den Landschaftsschutz verteilen. In der praktischen Politik könnten solche Informationen, sofern eine repräsentative Stichprobe vorliegen würde, genutzt werden um beispielsweise eine Agrarumweltpolitik entsprechend der aufgedeckten Präferenzen zu gewichten. Welches Ranking dafür in Frage käme wird in Kapitel acht diskutiert.

In Hinblick auf die Ausgangsfragestellung dieser Arbeit steht vor allem der Beitrag, den die Ergebnisse aus SCEs für die polit-ökonomische Erklärung der gesellschaftlichen Nachfrage liefern können, im Mittelpunkt der Analyse. Die Erklärung der gesellschaftlichen Nachfrage nach multiattributiven Umweltgütern ist in den vorherigen Abschnitten am Beispiel von Rankings für Umweltattribute bei variierenden Annahmen über Wählerpräferenzen und verschiedenen K.O.-Kriterien abgeleitet und berechnet worden. Tabelle 21 fasst die Ergebnisse zusammen und stellt sie einander gegenüber.

Tabelle 22: Zusammenfassung der Ergebnisse aus den Umweltattributpriorisierungen nach den Annahmen über Wählerpräferenzen und Politikerkalkül mit K.O-Kriterien.

	Annahmen		
Rankings	Repräsentatives	Heterogenitätsgrad	Majorität
1	Wasser (46 %)	Artenvielfalt (39 %)	Artenvielfalt (51 %)
2	Artenvielfalt (27 %)	Wasser (32 %)	Wasser (49 %)
3	Boden (15 %)	Boden (29 %)	<i>Boden</i>
4	Landschaft (11 %)	<i>Landschaft</i>	<i>Luft</i>
5	Luft (1 %)	<i>Luft</i>	<i>Landschaft</i>
K.O-Kriterium	-	Ablehnung, wenn Standardabweichung > 0,5	Ablehnung, wenn Nein-Entscheidungen > 5 %

(Die kursiv beschriebenen Umweltattribute sind entsprechen der Annahme (vgl. K.O.-Kriterium) nicht gewichtet)

Ausgehend von den ausgewählten Priorisierungen der Umweltattribute als Möglichkeit zur Erklärung der gesellschaftlichen Nachfrage ist für alle drei Annahmen festzuhalten, dass den Umweltattributen Artenvielfalt und Wasser (in dieser Reihenfolge) die höchste Bedeutung bei einer Budgetpriorisierung zukommt. In Abhängigkeit von der Annahme über die Wählerpräferenzen und dem Politikerkalkül variieren die Gewichtungen für Artenvielfalt zwischen 27 und 51 Prozent, für Wasser zwischen 32 und 46 Prozent und für Boden zwischen 15 und 29 Prozent. Das Attribut Landschaft wird nur bei der Annahme von homogenen Wählerpräferenzen mit 11 Prozent gewichtet, das Attribut Luft unter derselben Annahme nur mit 1 Prozent. Die geringe Rolle von Luft als Umweltattribut ist vor allem dem Umstand geschuldet, dass die Probanden in ihrer Bewertung extrem heterogene Präferenzen besitzen. Im Fall des Rankings nach dem Heterogenitätsgrad nimmt es als Attribut, welches am heterogensten eingeschätzt wird, den letzten Platz ein. Ähnlich verhält es sich mit dem Attribut Landschaft. Die Einschätzung des Attributs Boden ist hingegen direkt nach den Umweltattributen Wasser und Artenvielfalt einzuordnen. An dieser Stelle ist auch zu betonen, dass eine positive Kovarianz zwischen den Umweltattributen Boden und Artenvielfalt nicht abgelehnt werden kann.

Die Auswertung von SCEs-Daten mit der Discrete-Choice-Modellierung zeigt, dass unterschiedliche polit-ökonomisch hergeleitete Annahmen zur Erklärung der gesellschaftlichen Nachfrage berücksichtigt werden können. In der Folge können

unterschiedliche Umweltattributpriorisierungen entstehen, wobei für die Nachfrageanalyse auf politischer Ebene einzelne Umweltattribute vollständig außer Acht gelassen werden können. Nimmt man an, dass sich der Politiker eigenützig verhält, ist davon auszugehen, dass nicht sämtliche aus Wählersicht relevanten Umweltziele politisch verfolgt werden. Daneben können die aufgedeckten gesellschaftlichen Nachfragen genutzt werden um praktische Politikempfehlungen in Form von Gewichtungen für Umweltziele abzugeben.

8. Diskussion und Ausblick

Ausgangspunkt für diese Arbeit war die Frage, welchen Beitrag SCEs als Methode zur Offenbarung von Präferenzen zur Erklärung einer polit-ökonomisch verstandenen gesellschaftlichen Nachfrage nach multiattributiven Umweltgütern leisten können. Es zeigt sich, dass SCEs einen erheblichen Beitrag zur Erklärung der gesellschaftlichen Nachfrage aufweisen können, welcher jedoch stark von der Art und Weise des Experimentaufbaus, der Modellierung der erhobenen Daten, den Annahmen über Wählerpräferenzen, sowie den polit-ökonomischen Plausibilitätsüberlegungen abhängt. Darüber hinaus können die mittels SCEs aufgedeckten Präferenzen auch genutzt werden, um praktische Politikempfehlungen über die Ausrichtung von Agrarumweltpolitiken zu geben.

Im Folgenden werden die theoretischen und praktischen Implikationen der Ergebnisse dieser Arbeit in einem größeren Kontext diskutiert und in einem Ausblick kommentiert.

Für die theoretische Diskussion ist in Hinblick auf den Beitrag, den SCEs zur polit-ökonomischen Erklärung der gesellschaftlichen Nachfrage leisten können, die Frage nach der Annahme, die der Politiker über Wählerpräferenzen trifft von Bedeutung. Die Frage über die Auswahl der Annahmen ist insofern wichtig, da damit völlig unterschiedliche Erklärungen für die gesellschaftliche Nachfragen gegeben werden können. Hinsichtlich der Ergebnisse aus SCEs geht es im Speziellen um die Frage, ob der Politiker von der Annahme eines repräsentativen Individuums (Annahme von homogenen Präferenzen für alle Probanden) ausgeht und sämtliche Umweltziele gewichtet oder ob er sich nach der Annahme heterogener Präferenzen richtet und unter Umständen nur einige Umweltziele im öffentlichen Budget berücksichtigt.

Aus der empirischen Erhebung der vorliegenden Arbeit konnte für die Annahme eines repräsentativen Individuums (homogener Wählerpräferenzen) die gesellschaftliche Nachfrage in Form von Umweltattribut-Rankings (Wasser, Boden etc.) mit Gewichtungsfaktoren berechnet werden. Im zweiten Fall, der Annahme von heterogenen Präferenzen, sind zwei verschiedene gesellschaftliche Nachfragen abgeleitet worden, die ebenfalls in Form eines Umweltattribut-Rankings dargestellt worden sind. Die erste berücksichtigt den Grad der Wählerpräferenzheterogenität (Heterogenitätsgrad) für die einzelnen Umweltattribute, die zweite die Zu- und Ablehnungsstimmen hinsichtlich der Veränderung der einzelnen Umweltattribute (Majorität). Ein Vergleich der Ergebnisse der

drei Ansätze zur Erklärung der gesellschaftlichen Nachfrage zeigt, dass diese nahezu identische ordinale Rankings ergeben, wobei Wasser und Artenvielfalt jeweils am wichtigsten sind. Ein öffentliches Budget müsste diesen Umweltzielen deshalb eine hohe Priorität einräumen.

Ein geeigneter Ansatz zur Beantwortung der Frage, welche Annahme für den Politiker hinsichtlich der Wählerpräferenzen getroffen werden sollte, könnte eine institutionelle Wahl-Analyse geben. Würde der Politiker über seine Partei im Rahmen eines Verhältniswahlrechts, wie es bspw. in Deutschland gilt, einen aussichtsreichen Listenplatz erhalten, der ihn relativ absichert, wird er vermutlich generell mit der Annahme heterogener Präferenzen kalkulieren. Dabei würde er sich bei der internen Parteiwahl nach dem Grad der Präferenzheterogenität ausrichten, d. h. er würde nur die Umweltziele favorisieren, die innerhalb der Partei am wenigsten kontrovers sind. Bei der tatsächlichen Wahl durch die Wähler würde er nur noch diejenigen Umweltattribute favorisieren, für die es die wenigsten ablehnenden Stimmen gibt (Majoritätsgrad). Erhält der Kandidat keine Parteiunterstützung, d. h. stellt er sich der mehrheitlich bestimmten Wahl, würde er von der Annahme eines repräsentativen Individuums (homogenen Wählerpräferenzen) ausgehen, da in diesem Modell sämtliche Umweltziele berücksichtigt und folglich mehr Wähler angesprochen werden.

Ein besonderes Ergebnis, dass sich aus der Annahme heterogener Wählerpräferenzen ergibt ist, dass eine mit SCEs aufgedeckte gesellschaftliche Nachfrage nach einem Umweltgut bestehend aus verschiedenen Umweltattributen (Wasserschutz, Bodenschutz etc.) nicht zwangsläufig vollständig durch ein entsprechendes öffentliches Angebot befriedigt werden muss.

Ausschlaggebend für diese Erkenntnis sind polit-ökonomischen Überlegungen, die durch K.O.-Kriterien zum Tragen kommen, in dessen Folge Politiker keinen Anreiz mehr besitzen, sämtliche Umweltattribute öffentlich anzubieten. Allein die Überlegung, dass es für Politiker rational sein kann, Präferenzheterogenitäten von Wählern – die mit SCEs offenbart werden können – in ihr Entscheidungskalkül einfließen zu lassen, ist dafür ausreichend. Aus theoretischer Sicht konnte damit eine gelungene alternative Erklärung dafür gegeben werden, weshalb in einer Demokratie nicht sämtliche gesellschaftlich

nachgefragten Umweltziele bereitgestellt werden, ohne dabei mit klassischen Ansätzen wie z. B. Lobbyismus oder Bürokratie zu argumentieren.

Diese Erkenntnis ist nicht als Konkurrenzansatz zu Theorien zu verstehen, die den Einfluss auf die Umweltzielbudgetierung durch andere Einflussfaktoren wie z. B. Lobbys, Bürokraten oder Parteien erklären. Sie ist vielmehr als Ergänzung zu betrachten, die verdeutlicht, dass die ausschließliche Betrachtung des Wähler-Politiker-Verhältnisses einen plausiblen Erklärungsbeitrag dazu leisten kann und dass dieser Beitrag empirisch mittels SCEs durchaus quantifizierbar ist. Aus dem hier verwendeten Ansatz ergibt sich sogar die Möglichkeit, den Einfluss von weiteren Faktoren abzuschätzen, indem die mit den SCEs quantifizierte gesellschaftliche Nachfrage den tatsächlichen Staatsausgaben gegenübergestellt wird. Abweichungen zwischen der mit den SCEs ermittelten Nachfrage und dem öffentlichen Ist-Angebot könnten dann durch weitere Ansätze, beispielsweise den Lobbyismus-Ansatz, erklärt werden.

Insgesamt betrachtet kann zunächst festgehalten werden, dass die differenzierten Informationen aus SCEs neue Möglichkeiten für polit-ökonomische Überlegungen zur Erklärung der gesellschaftlichen Nachfrage liefern können.

Neben der theoretischen Analyse der polit-ökonomischen Implikationen wird in dieser Arbeit auch explizit auf die Frage nach dem Einfluss der Befragungsmethodik (SCEs) selbst auf die Probandenentscheidungen und damit indirekt auf die offenbarte gesellschaftliche Nachfrage eingegangen. In dem in dieser Arbeit durchgeführten SCE waren die Umweltattribute (Wasser, Boden etc.) vorgegeben, lediglich eine geeignete Beschreibung derselben musste gefunden werden. Zu diesem Zweck wurde eine qualitative Vorstudie vorgenommen, in der zunächst eine Annahme darüber getroffen wurde, wie Probanden die Umwelt überhaupt wahrnehmen.

In der Literatur wird der Frage nach der Beschreibung von Umweltattributen im Rahmen von SCEs nur eine untergeordnete Rolle zugestanden, obwohl die Art der Attributbeschreibung einen signifikanten Einfluss auf die Präferenzfassung haben kann. In den meisten Anwendungen von SCEs zur Nachfragebewertung wird die Beschreibung der Attribute durch Vorabstudien begründet. Grundsätzlich sind dabei quantitative und qualitative Ansätze möglich. Die Auswahl über der Art der Attributbeschreibung hängt dabei maßgeblich mit der gewünschten Präferenzinformation zusammen. Quantitative Attributbeschreibungen beinhalten präzisere Informationen, die aber, insbesondere, wenn

es sich um komplexe Umweltgüter handelt, nur selten umfassend sind. Qualitative Attributbeschreibungen geben hingegen – um den Preis der Informationsschärfe – umfassendere Informationen über ein Attribut.

Die Ergebnisse des vorliegenden SCE sprechen für eine qualitative Beschreibung des Untersuchungsgegenstandes (Umweltqualität), da kein signifikanter Einfluss durch die qualitative Attributebeschreibung (Repertory-Ansatz) auf die Probandenentscheidungen nachgewiesen werden konnte. Als Einflussindikator wurde dabei ein Komplexitätsmaß zur Messung der Ähnlichkeiten zwischen den Auswahlalternativen eines Choice Sets aus dem SCE verwendet. Neben der Möglichkeit, abzuschätzen, inwieweit das Design selbst die aufgedeckten Präferenzen verzerrt, kann in diesem Zusammenhang auch der Frage nachgegangen werden, wie komplex SCEs überhaupt sein dürfen und welche Rolle dabei quantitative und qualitative Attributbeschreibungen einnehmen. Dessen ungeachtet muss betont werden, dass die Analyse der Rolle des Designs (Experimentaufbaus) bei der Ergebnisanalyse eines SCEs bisher kein Standard ist. Dieser Umstand sollte sich ändern um die Ergebnisse von SCEs und die Aussagekraft von aufgedeckten gesellschaftlichen Nachfragen insbesondere in Hinblick auf die wissenschaftliche Politikberatung besser einschätzen zu können.

Praktische Implikationen:

Neben dem Erklärungspotential, das SCEs leisten können, können die aufgedeckten Präferenzen auch genutzt werden, um die Effizienz öffentlicher Budgetausgaben zu steigern. Hierbei könnten die Nachfrageinformationen (Gewichtungen der Umweltziele) direkt – ohne Einfluss von Politikern – in die Bereitstellungspolitik des staatlichen Angebots von öffentlichen Gütern einfließen. Agrarumweltmaßnahmen (AUMs), die verschiedene Umweltziele, z. B. Wasserschutz oder Luftreinhaltung, verfolgen, könnten dann entsprechend dieser Umweltzielgewichtung budgetiert werden. Insgesamt würden sich öffentliche Budgets damit stärker an den Präferenzen der Wähler orientieren. Eine direkte Umsetzung der Nachfrageinformation in konkrete Politiken hätte zudem zur Folge, dass der indirekte Einfluss von externen Lobbygruppen auf Politiker, welche Umweltziele gegebenenfalls anders als Wähler gewichten, verringert werden könnte.

In der vorliegenden Arbeit sind drei verschiedene Ansätze zur Erklärung der gesellschaftlichen Nachfrage vorgestellt worden, die sich durch die Annahmen bzgl. der

Wählerpräferenzen unterscheiden. Aus diesen drei Arten der Präferenzinformation wurden jeweils drei unterschiedliche Umweltzielgewichtungen (gesellschaftliche Nachfragen) abgeleitet.

Ein Vergleich der Ergebnisse der drei Ansätze ohne Berücksichtigung der K.O.-Kriterien zeigt, dass diese unterschiedliche ordinale Rankings ergeben, wobei Wasser und Artenvielfalt jedoch jeweils am wichtigsten sind. Ein öffentliches Budget müsste diesen Umweltzielen deshalb eine hohe Priorität einräumen. Unterschiede tun sich vor allem bei den Umweltzielen Boden, Luft und Landschaft auf. Zusätzlich zu beobachten ist, dass die Gewichtungen der Umweltziele bei der Annahme eines repräsentativen Individuums (homogener Wählerpräferenzen) ungleicher verteilt sind als bei der Annahme heterogener Wählerpräferenzen. In der Konsequenz würde sich ein öffentliches Budget, das homogene Präferenzen annimmt, ungleich auf die Umweltziele konzentrieren. Für die vorliegenden Berechnungen würden auf den Wasserschutz 46 Prozent und den Luftschutz 1 Prozent des öffentlichen Budgets entfallen. Im Falle der Annahme von heterogenen Präferenzen würde sich das öffentliche Budget hingegen gleichmäßiger verteilen. Für die Annahme des Heterogenitätsgrades würde sich das Budget zum Beispiel zu 26 Prozent auf den Artenschutz, zu 21 Prozent auf den Wasserschutz, zu 19 Prozent auf den Bodenschutz, zu 17 Prozent auf den Luftschutz und zu 16 Prozent auf den Landschaftsschutz verteilen. In Hinblick auf den Majoritätsgrad würde sich 23 Prozent des Budgets auf den Schutz der Artenvielfalt, 22 auf den Wasserschutz, 20 Prozent auf den Luftschutz, 20 Prozent auf den Bodenschutz und 15 auf den Landschaftsschutz verteilen. Inwiefern diese Ergebnisse verallgemeinerbar sind, kann indes nicht beantwortet werden, da keine vergleichbaren Ergebnisse aus anderen Studien vorliegen. Für eine effiziente, an der gesellschaftlichen Nachfrage orientierte Förderpolitik entsteht damit aber auch die Frage, welches Ranking (repräsentatives Individuum (homogene Präferenzen) oder heterogene Präferenzen?) für die wissenschaftliche Politikberatung tatsächlich genutzt werden sollten.

Es ist zunächst eine Abwägung zwischen den methodischen Kosten, die mit der Annahme heterogener Wählerpräferenzen verbunden sind, und der Informationseinschränkung, die mit der Annahme homogener Wählerpräferenzen verbunden ist, zu treffen. Das Modell, das heterogene Wählerpräferenzen annimmt, hat den Nachteil, dass die Ergebnisse stark von den damit verbundenen stochastisch-mathematischen Annahmen abhängen. Andererseits ist die Annahme eines repräsentativen Individuums (homogene Wählerpräferenzen), die in zahlreichen SCEs widerlegt wurde, kaum haltbar. Für die

Praxis empfiehlt es sich jedoch, die Rankings zu nutzen, die von heterogenen Präferenzen ausgehen, da es mittlerweile geeignete Methoden gibt um den Einfluss der stochastischen Modellierung abschätzen zu können. Hierbei kann wiederum zwischen Rankings entschieden werden, die zum einen auf dem Grad der Präferenzheterogenität (Heterogenitätsgrad) von Umweltzielen beruhen und zum anderen sich an der mehrheitlichen Zustimmung bzw. Ablehnung (Majoritätsprinzip) von Umweltzielen orientieren. Eine Entscheidung zwischen diesen beiden Ansätzen kann auf Grundlage des Prinzips der Konsumentensouveränität abgeleitet werden. Danach ist das Majoritätsprinzip als Grundlage zur Förderung der Umweltziele zu bevorzugen, da es die heterogenen Präferenzen der Probanden mehrheitlich widerspiegelt. Der Präferenzheterogenitätsgrad kann ein solches normatives Kalkül nicht aufweisen, denn er hat vor allem eine erklärende Komponente, die lediglich Präferenzheterogenitäten aufdeckt. In Hinblick auf die Verwendung von Präferenzinformationen aus SCEs für die Planung von öffentlichen Ausgaben sollten deshalb Rankings und Gewichtungen nach dem Majoritätsgrad verwendet werden. Für die Ergebnisse aus den SCEs hieße das, dass sich ein Budget wie folgt verteilen würde: 23 Prozent Artenvielfaltschutz, 22 auf den Wasserschutz, 20 Prozent auf den Luftschutz, 20 Prozent auf den Bodenschutz und 15 auf den Landschaftsschutz. Die Ergebnisse sind nicht repräsentativ sie zeigen jedoch, dass die Ergebnisse aus SCEs so formuliert werden können, dass sie prinzipiell für die wissenschaftliche Politikberatung geeignet sind.

Ausblick

SCEs sind ein relativ neues Instrument der direkten Nachfragebewertung, die zunehmend aufgrund ihrer attributabbildenden Eigenschaften in den unterschiedlichsten Themenfelder verwendet werden. Jedes Themenfeld besitzt dabei individuelle Anforderungen. In der vorliegenden Arbeit ist das Potential von SCEs zur Erklärung der gesellschaftlichen Nachfrage nach multiattributiven Umweltgütern untersucht worden. Eine zukünftige Anwendung von SCEs in diesem Bereich kann die theoretische Analyse der gesellschaftlichen Nachfrage nach Umweltgütern maßgeblich bereichern, wobei die gewonnen Ergebnisse auch in die praktische Politik einfließen und die Effizienz öffentlicher Budgets steigern können. Insbesondere bei der Ausgestaltung einer zukünftigen Agrarumweltpolitik können SCEs eine maßgebliche Rolle einnehmen. Im

Fälle von repräsentativen SCEs-Umfragen kann damit ein Informationspool geschaffen werden, der eine Alternative zu einseitigen Lobby-Informationen ist. Problematisch bleiben dabei die umfassenden mathematisch-stochastischen Modellannahmen, die einen solchen Informationsgewinn mathematisch überhaupt erst ermöglichen.

Aus theoretischer Sicht sind die vielfältigen Informationen aus SCEs von Bedeutung. Sie erlauben neue Einblicke in die polit-ökonomische erklärte gesellschaftliche Nachfrage.

Literaturverzeichnis

- AIB (2007): Amtsblatt der Europäischen 2007/C 306/01. Vertrag von Lissabon zur Änderung des Vertrags über die Europäische Union und des Vertrags zur Gründung der Europäischen Gemeinschaft.
- Adams J. (2000): Multicandidate equilibrium in spatial competition. *Public Choice* 103:297-325.
- Adams J. (2001a): A theory of spatial competition with biased voters: party policies viewed temporally and comparatively. *British Journal of Political Science* 31:121-58
- Adams J. (2001b): Party Competition and Responsible Party Government: A Theory of Spatial Competition Based upon Insights from Behavioral Voting Research. Ann Arbor: Univ. Mich. Press.
- Alvensleben R. v. und Schleyerbach K. (1994): Präferenzen und Zahlungsbereitschaft der Bevölkerung für Naturschutz- und Landschaftspflegeleistungen der Landwirtschaft. *Berichte über Landwirtschaft* 72:524-532.
- Angeli D. [Presenter], Meyerhoff J. and Hartje V. (2010): Social benefits of implementing a national strategy on biological diversity in Germany. 12th International BIOECON Conference on “From the Wealth of Nations to the Wealth of Nature: Rethinking Economic Growth” 27.-28. September 2010, Venice
- Agrarbericht (2006): Bericht zur Lage der Land- und Ernährungswirtschaft des Landes Brandenburg.
http://www.mugv.brandenburg.de/cms/media.php/lbm1.a.2320.de/agb06_1.pdf
- Alberini A., Longo A. and Veronesi M. (2007): Basic Statistical Models for Stated Choice Studies. In: *Valuing Environmental Amenities Using Stated Choice Studies – A Common Sense Approach to Theory and Practice*(Editor Kanninen B. J.). Chapter 8. S. 203-227. Springer.
- Aldrich J. H. and McGinnis M. (1989): A model of party constraints on optimal candidate positions. *Mathematical and Computer Modelling* 12:437-50.
- Alesina A and Rosenthal H. (1995): *Partisan Politics, Divided Government and the Economy*. New York: Cambridge Univ. Press.
- Alpert M. I. (1971): Identification of Determinant Attributes: A Comparison of Methods. *Journal of Marketing Research* 8:184-191.

- Alriksson S. and Oberg T. (2008): Conjoint analysis for environmental evaluation a review of methods and applications. *Environmental Science and Pollution Research* 15:244-257.
- Arentze T., Borgers A., Timmermans H., and DelMistro R. (2003): Transport stated choice responses: effects of task complexity, *Transportation Research Part E* 39:229-244.
- Arrow K. (1951): *Social Choice and Individual Values*. John Wiley and Sons. New York.
- Austin-Smith D. and Banks J. (1988): Elections, Coalitions and Legislative Outcomes. *American Political Science Review*. 82:405-422.
- Axelrod R. (1970): *Conflict of Interest*. Chicago. Markham.
- Bastin F. and Cirillo C. (2010): Reducing simulation bias in mixed logit model estimation. *Journal of Choice Modelling* 3(2), 71-88.
- Bech M. and Gyrd-Hansen D.(2005): Effects coding in discrete choice experiments, *Health Economics* 14:1079-1083.
- Becker G. S. (1965): A Theory of the Allocation of Time. *The Economic Journal* 75 (299):493-517.
- Ben-Akiva M. and S. R. Lerman (1985): *Discrete Choice Analysis: Theory and Application to Travel Demand*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts, London, England.
- Bennett J., Bueren M. van und Witten S. (2004): Estimating society's willingness to pay to maintain viable rural communities *The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics* 48(3), 487-512.
- Berganza J.-C. (1998): *Relationships Between Politicians and Voters Through Elections: A Review Essay*, CEMFI, Working Paper No. 9809, December.
- Birol E., Karousakis K. and Koundouri P. (2006): Using a Choice Experiment to Account for Preference Heterogeneity in Wetland Attributes: The case of Cheimaditida wetland in Greece. Paper presented at the Third World Congress of Environmental and Resource Economists July 3rd-7th, 2006, Kyoto, Japan.
- Black D. (1948): On the Rational of Group Decision Making. *Journal of Political Economy* 56:23-34.
- Blankart C. B. (2008): *Öffentliche Finanzen in der Demokratie – Einführung in die Finanzwissenschaft*. 7 vollständig überarbeitet Auflage. Vahlen Verlag. München
- Blankart C. B. and Koester G. B. (2006): Political Economics versus Public Choice. *Kyklos* 59: 171–200.
- Bohm P. (1972): Estimating Demand for Public Goods: An Experiment. In: *European Economic Review* 3:111-130.

- Borresch R., Maas S., Schmitz K., and Schmitz P. M., (2009): Modelling the value of a multifunctional landscape – A discrete choice experiment –. International Association of Agricultural Economists Conference, Beijing, China, August 16-22, 2009.
- Boxall P., Adamowicz W. L., and Moon A. (2009): Complexity in choice experiments: choice of the status quo alternative and implications for welfare measurement. *The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics* 53:503-519.
- Bradley M. and Daly A. (1994): Use of the logit scaling approach to test for rank-order and fatigue effects in stated preference data. *Transportation* 21:167-184.
- Bräuer I. (2002): *Artenschutz aus volkswirtschaftlicher Sicht. Die Nutzen-Kosten-Analyse als Entscheidungshilfe*. Marburg: Metropolis.
- Brocke M. (2006): *Präferenzmessung durch die Discrete Choice-Analyse - Effekte der Aufgabenkomplexität*. Gabler Edition Wissenschaft. Deutscher Universitäts-Verlag (DUV).
- Buchanan J. M. (1949): The Pure Theory of Public Finance: A suggested Approach. *Journal of Political Economy* 57:496-505.
- Buchanan J. M. (1965): An Economic Theory of Clubs. *Economica, New Series* 32(125), 1-14.
- Cameron A. C. and Trivedi P. K. (2009): *Microeconometrics Using Stata*. STATA Press, Texas.
- Campbell D., Hutchinson G., and Scarpa R. (2005): Using choice experiments to value farm landscape improvements: implications of inconsistent preferences. *Agricultural Economics Society 79th Annual Conference*, Nottingham, April.
- Cansier D. (1996): *Umweltökonomie*. (2. Auflage) Stuttgart: Lucius&Lucius Verlag
- Carifio J. and Perla R. J. (2007): Ten Common Misunderstandings, Misconceptions, Persistent Myths and Urban Legends about Likert Scales and Likert Response Formats and their Antidotes. *Journal of Social Sciences* 3(3): 106-116, ISSN 1549-3652. Science Publications.
- Caussade S. and Ortuzar J. de D. (2004): A Heteroskedastic Logit Model to Assess the Influence of Design Dimension in Stated Choice Experiments. *ETC Proceeding. Challenge for Sustainable Tourism in the Southwest China Biodiversity Hotspot: A Choice Experiment*. *Approach Journal of China Tourism Research* 4(1):3-21.

- Chappell H. W. and Keech W.R. (1986): Policy motivation and party differences in a dynamic spatial model of party competition. *The American Political Science Review* 80(3):881-99.
- Coase R. H. (1960): The Problem of Social Cost. *Journal of Law and Economics* 3:1-44
- Colombo S., Hanley N., and Calatrava-Requena J. (2005): Designing Policy for Reducing the Off-farm Effects of Soil Erosion Using Choice Experiments. *Journal of Agricultural Economics* 56(1):81-95.
- Cordes C. (1994): Die Akzeptanz eines Kulturlandschaftsentgeltes der Bevölkerung. Dissertation im Fach Agrarpolitik an der Fachhochschule Kiel.
- Corell G. (1994): Der Wert der "bäuerlichen Kulturlandschaft" aus der Sicht der Bevölkerung. *Gießener Schriften zur Agrar- und Ernährungswirtschaft* 20:1-269.
- Costanza R., d'Arge R., de Groot R., Farber S., Grasso M., Hannon B., Limburg K., Naeem S., O'Neill R. V., Paruelo J., Raskin R. G., Sutton P., and van den Belt M. (1997): The value of the world's ecosystem services and natural capital. *Nature* 387:253-260.
- Coursey D., Hovis J., and Schulz W. (1987): The Disparity between Willingness to Accept and Willingness to Pay Measures of Value. *The Quarterly Journal of Economics* 102:679-690.
- Daily G.C. (1997): *Nature's Services: Societal Dependence on Natural Ecosystems*. Island Press, Washington. 392pp.
- Davis O. and Hinich M. (1966): A Mathematical Model of Policy Formation in a Democratic Society. In: *Mathematical Applications In Political Science* (Editor: Bernd J.) II. Southern Methodist University Press. Dallas.
- Davis R. (1963): Recreation Planning as an Economic Problem. In: *Natural Resources Journal* 3:239-249.
- Degenhardt S. and Gronemann S. (1998): Die Zahlungsbereitschaft von Urlaubsgästen für den Naturschutz. *Theorie und Empirie des Embedding-Effektes*, Peter Lang, Frankfurt am Main.
- Degenhardt S., Hampicke U., Holm-Müller K., Jaedicke W., und Pfeiffer C. (1998): Zahlungsbereitschaft für Naturschutzprogramme. Potential und Mobilisierungsmöglichkeiten am Beispiel von drei Regionen. Endbericht des F & E-Vorhabens Nr.101 01 121 im Auftrag des BfN (Bundesamt für Naturschutz).
- DeNeve J.-E. (2009): The Median Voter Data Set: Voter Preferences across 50 Democracies from 1945. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1348323>

- DeShazo J. R. and Fermo G. (2002): Designing Choice Sets for Stated Preference Methods: The Effects of Complexity on Choice Consistency. *Journal of Environmental Economics and Management* 44:123-143.
- Downs A. (1957): *An Economic Theory of Democracy*. Addison Wesley. Boston, MA
- Ebertz A. (2009): The Determinants of Joint Residential and Job Location Choices: A Mixed Logit Approach. Ifo Working Paper 82. <http://www.cesifo-group.de/pls/guest/download/Ifo%20Working%20Papers%20%28seit%202005%29/IfoWorkingPaper-82.pdf>
- Ehrlich P.R. and Ehrlich A. (1981): *Extinction: The Causes and Consequences of the Disappearance of Species*. Random House, New York. 305pp.
- Enelow J. M. and Hinich M. J. (1990): *Advances in the Spatial Theory of Voting*. New York: Cambridge Univ. Press.
- Enneking U. (1999). *Ökonomische Verfahren im Naturschutz*, Peter Lang, Frankfurt am Main.
- Federov V. V. (1972): *Theory of Optimal Experiments*, Academic Press, New York.
- Feld S. L. and Grofman B. (2001): Stuck in space: The neglected importance of issue salience.
- Ferrini S. and Scarpa R. (2007): Designs with a priori information for nonmarket valuation with choice experiments: A Monte Carlo study. *Journal of Environmental Economics and Management* 53:342-363.
- Fiorina M. (1981): *Retrospective Voting in American National Elections*. New Haven, CT: Yale Univ. Press.
- Fiorina M. (1992): *Divided Government*. New York: Macmillan.
- Fiorina M. (1996): *Divided Government*. New York: Allyn & Bacon. 2nd ed.
- Fiorina M. P. (1976): The Voting Decision: Instrumental Act and Expressive Aspects. *Journal of Politics* 38:390-415.
- Fischer A., Hespelt S., und Marggraf R. (2003): Ermittlung der Nachfrage nach ökologischen Gütern der Landwirtschaft - Das Northeim-Projekt. *Agrarwirtschaft* 52(8):390-399.
- Fischer R. A. (1990): *Statistical Methods, Experimental Design, and Scientific Inference: A Re-issue of Statistical Methods for Research Workers. The Design of Experiments, and Statistical Methods and Scientific Inferences*. In: Bennett J. H. and Yates F. (Editors). Oxford University Press. Oxford.

- Fisz M. (1980): Wahrscheinlichkeitsrechnung und mathematische Statistik. Band 40 Hochschulbücher der Mathematik (Hrsg. Grell H., Maruhn K. und Rinow W.). Deutscher Verlag der Wissenschaften. Berlin.
- Flynn T. N., Louviere J. J., Marley A. J., Coast J. and Peters T. J. (2008): Rescaling quality of life values from discrete choice experiments for use as QALYs: a cautionary tale Population Health Metrics Population 6:6.
<http://www.pophealthmetrics.com/content/6/1/6>
- Flynn T. N., Louviere J. J., Peters T. J. und Coast J. (2007): Best-worst scaling: What it can do for health care research and how to do it. Journal of Health Economics 26:171-189.
- Freeman A. M. (1974): On Estimating Air Pollution Control Benefits from Land Value Studies. In: Journal of Environmental Economics and Management 1:74-83.
- Freeman III A. M. (1994): The Measurement of Environmental and Resource Values. Theory and Methods. Resources for Future. (3. Auflage) Washington D. C.
- Fromm M. (1995): Repertory Grid Methodik – Ein Lehrbuch. Weinheim: Deutscher Studien Verlag.
- Glazer A, Grofman B, and Owen G. (1989): A model of candidate convergence under uncertainty about voter preferences. Mathematical and Computer Modelling 12(4/5):437-50.
- Gorman W. M. (1980): A Possible Procedure for Analysing Quality Differentials in the Egg Market. The Review of Economic Studies 47(5):843-856.
- Green W. H. (2008): Econometric Analysis, Sixth edition. Pearson Prentice Hall. New Jersey.
- Grofman B. (2004a): Reflections on Public Choice. Public Choice 118:31-51.
- Grofman B. (2004b): Downs and Two-Party Convergence. Annual Review of Political Science 7:25-46.
- Grossman M. (1972): On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. In: Journal of Political Economy 80:223-255.
- Gutachten-Vorstudie Bewertung der Ökosystemdienstleistungen von HNV (High Nature Value)-Grünland (2010): Gutachten-Vorstudie im Auftrag des Bundesamtes für Naturschutz (BfN), Bearbeitet von Dr. Bettina Matzdorf, Michaela Reutter und Christian Hübner,
http://www.bfn.de/fileadmin/MDB/documents/themen/recht/oekosdienstleist_hnv.pdf

- Hampicke, U., T. Horlitz, H. Kiemstedt, K. Tampe, D. Timp, M. Walters (1991): Kosten und Wertschätzung des Arten- und Biotopschutzes. Berichte des Umweltbundesamtes Nr. 3/91. Berlin: Erich Schmidt Verlag.
- Hanemann W. M. (1991): Willingness to Pay and Willingness to Accept. How Much Can They Differ? *American Economic Review* 81:635-647.
- Hanemann W. M. and Kanninen B. (1998): The Statistical Analysis of Discrete-Response CV Data. California Agricultural Experiment Station Giannini Foundation of Agricultural Economics (Working Paper No. 798).
- Hanley N., Colombo S., Kriström B., and Watson F. (2008): Accounting for Negative, Zero and Positive Willingness to Pay for Landscape Change in a National Park. *Journal of Agricultural Economics* 60(1):1-16.
- Harford, J. D. (1984): Averting Behavior and the Benefits of Reduced Soiling. In: *Journal of Environmental Economics and Management* 11:296-302.
- Harrison G. (2007): Making Choice Studies Incentive Compatible. In: Kanninen B. J. (Editor), *Valuing Environmental Amenities Using Stated Choice Studies - A Common Sense Approach to Theory and Practice*. Springer, 67-110.
- Harsanyi J. C. (1955): Cardinal Welfare, Individualistic Ethics, and Interpersonal Comparison of Utility. *Journal of Political Economics* 63:309-321.
- Harth M. (2006): Multikriterielle Bewertungsverfahren als Beitrag zur Entscheidungsfindung in der Landnutzungsplanung. Dissertation am Institut für Agrarökonomie und Agrarraumgestaltung der Landwirtschaftlichen Fakultät an der Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg.
- Heiner R. A. (1983): The Origin of Predictable Behavior. *American Economic Review* 73:560-595.
- Hensher D. A. (2006): Revealing Differences in Willingness to Pay due to the Dimensionality of Stated Choice Designs: An Initial Assessment. *Environmental & Resource Economics* 34:7-44.
- Hensher D. A., Rose J. M. and Green W. H. (2005): *Applied Choice Analysis - A Primer*, Cambridge University Press, New York.
- Henseleit M. (2006): Möglichkeiten der Berücksichtigung der Nachfrage der Bevölkerung nach Biodiversität am Beispiel von Grünland in Nordrhein-Westfalen bei der Ausgestaltung eines ergebnisorientierten Honorierungskonzepts im Rahmen des Vertragsnaturschutzes. Doctoral thesis, University of Bonn.

- Hole A. R. (2006a): Small-sample properties of tests for heteroscedasticity in the conditional logit model. HEDG Working Paper 06/04.
http://www.york.ac.uk/res/herc/documents/wp/06_04.pdf
- Hole A. R. (2006b): A comparison of approaches to estimating confidence intervals for willingness to pay measures. CHE Research Paper 8
<http://www.york.ac.uk/inst/che/pdf/rp8.pdf>
- Hole A. R. (2007): Fitting mixed logit models by using maximum simulated likelihood. *The Stata Journal* 7(3):388-401.
- Holm-Müller K., Hansen H., Klockmann M., Luther P. (1991): *Die Nachfrage nach Umweltqualität in der Bundesrepublik Deutschland*. Berlin.
- Home R., Bauer N., and Hunziker M. (2007): Constructing urban green spaces: an application of Kelly's repertory grid. *Tourism Review* 62(3+4):47-52.
- Hotelling H. (1929): Stability in Competition. *The Economic Journal*, 39:41-57.
- Hotelling H. (1949): *The Economics of Public Recreation*. The Prewitt Report. National Parks Service, Washington, DC.
- Huber J. and Zwerina K. (1996): The Importance of Utility Balance in Efficient Choice Designs. *Journal of Marketing Research* 33:307-317.
- Hunziker M. (1995): The spontaneous reforestation in abandoned agricultural lands: perception and aesthetic assessment by locals and tourists. *Landscape and Urban Planning*, 31:399-410.
- Huylenbroeck G. van, Vandermeulen V., Mettepenningen E., and Verspecht A. (2007): Multifunctionality of Agriculture: A Review of Definitions, Evidence and Instruments. *Living Reviews in Landscape Research* 1/3. <http://www.livingreviews.org/lrlr-2007-3>
- Jaeger S. R., Jorgensen A. S., Aaslyng M. D., and Bredie W. L. P. (2008): Best-worst scaling: An introduction and initial comparison with monadic rating for preference elicitation with food products. *Food Quality and Preference* 19:579-588.
- Job H. (2003): *Der ökonomische Wert der Kulturlandschaft*. Die Anwendung der Zahlungsbereitschaftsanalyse auf szenariohafte Landschaftsbild-Simulationen. Beiträge zum 8. Symposium zur Rolle der Informationstechnologie in der und für die Raumplanung. Schrenk, M., Wein.
- Johnson F. R., Kanninen B. J., Bingham M., and Özdemir S. (2007): Experimental Design for Stated Choice Studies. In: Kanninen B. J. (Editor), *Valuing Environmental Amenities*

- Using Stated Choice Studies - A Common Sense Approach to Theory and Practice.
Springer, pp. 159-202.
- Jung M. (1996): Präferenzen und Zahlungsbereitschaft für eine verbesserte Umweltqualität im Agrarbereich, Peter Lang Verlagsgruppe, Frankfurt am Main, New York.
- Kahnemann D. and Tversky A. (1979): Prospect Theory. An Analysis of Decision under Risk. *Econometrica* 47:263-291.
- Kallas Z., Gómez-Limón J. A., and Arriaza M. (2007): Demand for non-commodity outputs from Spanish extensive agricultural systems. Paper prepared for presentation at the I Mediterranean Conference of Agro-Food Social Scientists. 103rd EAAE Seminar 'Adding Value to the Agro-Food Supply Chain in the Future Euromediterranean Space'. Barcelona, Spain, April 23rd - 25th, 2007.
- Kämmerer S., Schmitz P. M. und Wiegand S. (1996): Monetäre Bewertung der Kulturlandschaft in Baden-Württemberg- Bürger bewerten ihre Umwelt.- In: LINCKH, G., H. SPRICH, H. FLAIG & H. MOHR (Hrsg.): Nachhaltige Land und Forstwirtschaft. Experten.- Springer, Berlin. 503-523.
- Kanninen B. J. (2007): Valuing Environmental Amenities Using Stated Choice Studies - A Common Sense Approach to Theory and Practice, Springer.
- Kaplowitz M. D. and Hoehn J. P. (2001): Do focus groups and individual interviews reveal the same information for natural resource valuation? *Ecological Economics* 36:237-247.
- Karkow K. und Gronemann S. (2005): Akzeptanz und Zahlungsbereitschaft bei Besuchern der Ackerlandschaft. In: Hampicke U., Litterski B. und Wichtmann W. (Editors), *Ackerlandschaften - Nachhaltigkeit und Naturschutz auf ertragsschwachen Standorten*. Springer, Berlin, pp. 115-128.
- Keller K. L. and Staelin R. (1987): Effects of Quality and Quantity of Information on Decision Effectiveness. *The Journal of Consumer Research* 14(2):200-213.
- Kelly G. A. (1955): *The psychology of personal constructs*. Vol. I, II. Norton, New York. 2. Auflage: 1991, Routledge, London, New York.
- Kelly, G. A. (1986): *Die Psychologie der persönlichen Konstrukte / George A. Kelly (1955)*. Dt. von Elke Danzinger-Tholen. - Paderborn : Junfermann, 1986.
- Kleef E. van, Trijp H. C.M. van and Luning P. (2005): Consumer research in the early stages of new product development: A critical review of methods and techniques. *Food Quality and Preference* 16:181-201.

- Kolonko M. (2008): Stochastische Simulation – Grundlagen, Algorithmen und Anwendungen. Studienbücher Wirtschaftsmathematik (Hrsg. Luderer B.) Vieweg+Teubner, Wiesbaden.
- Krebs C. (1989): Ecological Methodology. HarperCollins, New York.
- Krewitt u.a. (2006): Externe Kosten der Stromerzeugung aus erneuerbaren Energien im Vergleich zur Stromerzeugung aus fossilen Energieträgern. Gutachten im Auftrag des BMU.
- Krupnick A. and Adamowicz W. L. (2007): Supporting Questions in Stated Choice Studies. In: Kanninen B. J. (Editor), Valuing Environmental Amenities Using Stated Choice Studies - A Common Sense Approach to Theory and Practice. Springer 43-65.
- Krutilla J.V. (1967): Conservation Reconsidered. In: American Economic Review 47:777-786.
- Ku S.-K. and Yoo S.-H. (2010): Willingness to pay for renewable energy investment in Korea: A choice experiment study. Renewable and Sustainable Energy Reviews
- Kuhfeld W. F. (2009): Marketing Research Methods in SAS - Experimental Design, Choice, Conjoint, and Graphical Techniques (SAS Edition 9.2). "Technical Document mr2009" <http://support.sas.com/techsup/technote/mr2009.pdf>
- Küpker M. (2007): Der Wert biologischer Vielfalt von Wäldern in Deutschland - Eine sozioökonomische Untersuchung von Maßnahmen zur Förderung der Biodiversität. Dissertation, Universität Hamburg der Fakultät für Mathematik, Informatik und Naturwissenschaften des Departments Biologie.
- Lancaster K. J. (1966): A New Approach to Consumer Theory. The Journal of Political Economy 74(2):132-157.
- Lancaster K. J. (1971): Consumer Demand: A new Approach. Cambridge University Press. New York.
- Lancsar E., Louviere J.J., and Flynn T. (2007): Several methods to investigate relative attribute impact in stated preference experiments. Social Science & Medicine 64:1738-1753.
- Lanz B., Provins A., Bateman I., Scarpa R., Willis K., and Ozdemiroglu E. (2009): Investigating willingness to pay – willingness to accept asymmetry in choice experiments. Paper prepared for the International Choice Modelling Conference 2009.
- Leiserson M. (1966): Coalitions in Politics – A Theoretical Empirical Study. New Haven.

- Li C.-Z., Kuuluvainen J., Pouta E., Rekola M., and Tahvonen O. Using Choice Experiments to Value the Natura 2000 Nature Conservation Programs in Finland. *Environmental & Resource Economics* 29:361-374.
- Liebe U. (2007): Ergänzende Analysen: Protestantworten und Choice Experiment. In: Zahlungsbereitschaft für kollektive Umweltgüter 243-267.
- Liebe U., Meyerhoff J. und Preisendörfer P. (2006): Nutzen aus Biodiversitätsveränderungen. In: Meyerhoff J., Hartje V. und Zerbe S. (Hrsg.), Biologische Vielfalt und deren Bewertung am Beispiel des ökologischen Waldumbaus in den Regionen Solling und Lüneburger Heide. Berichte des Forschungszentrums Waldökosysteme, Göttingen: Forschungszentrum Waldökosysteme 101-155.
- Lindemann-Matthies P., Junge X., Matthies D. (2010): The influence of plant diversity on people's perception and aesthetic appreciation of grassland vegetation. *Biological Conservation* 143:195-202.
- Long S. J. and Freese J. (2006): *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*, Second edition. STATA Press.
- Louviere J. J. and Wilson E. M. (1978): Predicting consumer response in travel analysis. *Transportation Planning and Technology* 4:251-259.
- Louviere J.J., Hensher, D., Swait J., Adamowicz, W. (2000): *Stated Choice Methods: Analysis and Applications*, Cambridge University Press.
- Luce D. R. (1959): *Individual Choice Behavior: A Theoretical Analysis*, Wiley, New York.
- Maier G. und Weiss P. (1990): *Modelle diskreter Entscheidungen - Theorie und Anwendungen in den Sozial- und Wirtschaftswissenschaften*, Springer-Verlag Wien New York.
- Manski C. F. (1977): The structure of random utility models. *Theory and Decision* 8:229-254.
- Marley A. A. J. and Louviere J. J. (2005): Some probabilistic models of best, worst, and best-worst choices. *Journal of Mathematical Psychology* 49:464-480.
- Marschak J. (1959): *Binary Choice Constraints on Random Utility Indicators*. Cowles Foundation, Yale University.
- Mathews K. E., Freeman M. L. and Desvousges W. H. (2007): How and How Much – The Role of information in Stated Choice Questionnaires. In: Kanninen B. J. (Editor), *Valuing Environmental Amenities Using Stated Choice Studies - A Common Sense Approach to Theory and Practice*. Springer 111-133.

- Matzdorf B. (2004): Ergebnis- und maßnahmenorientierte Honorierung ökologischer Leistungen der Landwirtschaft – Eine interdisziplinäre Analyse eines agrarumweltökonomischen Instrumentes. *Agrarwirtschaft Sonderheft 179*. Agrimedia.
- Mazzotta M. J. and Opaluch J. J. (1995): Decision Making When Choices Are Complex: A Test of Heiner's Hypothesis. *Land Economics* 71: 500-515.
- McFadden D. (1974): Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. In: *Frontiers of Econometrics*. Zarembka P. (Editor). New York, NY, Academic Press
- McFadden D. (1977): *Modelling the Choice of Residential Location*. Cowles Foundation, Yale University.
- McFadden D. (2000): Disaggregate Behavioral Travel Demand's RUM Side - A 30-Year Retrospective. International Association for Travel Behavior (IATB) Conference.
- McGann A. J. (2002): The Advantages of Ideological Cohesion - A model of constituency representation and electoral competition in multiparty democracies. *Journal of Theoretical Politics* 14:37-70.
- McIntosh E., Louviere J.J. (2002): Separating weight and scale value: an exploration of best-attribute scaling in health economics. Health Economists' Study Group meeting. Brunel University.
- Meyerhoff J. (2002): Der Nutzen aus einem verbesserten Schutz biologischer Vielfalt in den Elbeauen: Ergebnisse einer kontingenten Bewertung. In: A Denhardt and J Meyerhoff (Editors), *Nachhaltige Entwicklung der Stromlandschaft Elbe*. Vauk, Kiel, 155-184.
- Meyerhoff J., Lienhoop N. and Elsasser P. (eds.) (2007): *Stated Preference Methods for Environmental Valuation: Applications from Austria and Germany*, *Ökologie und Wirtschaftsforschung Band 76*, Metropolis Verlag, Marburg
- Meyerhoff J. and Liebe U. (2009): Status Quo Effect in Choice Experiments: Empirical Evidence on Attitudes and Choice Task Complexity. *Land Economics* 85:515-528.
- Millennium Ecosystem Assessment (MEA), 2005. *Ecosystems and Human Well-being: Synthesis*. World Resources Institute, Washington, DC.
- Morgan D.L., Krueger R.A., Scannell A.U., King J.A., (1998): *Focus Group Kit*. Sage Publications, Thousand Oaks, CA.
- Morgan D.L. (1997): *Focus Groups as Qualitative Research*. Sage Publications, Thousand Oaks, CA.
- Mueller D. (2003): *Public Choice III*. Cambridge University Press.

- Musgrave R. A., Musgrave P. B., Kullmer L. (1984): Die öffentlichen Finanzen in Theorie und Praxis. Bd. 1, 3., völlig überarbeitete Auflage, Tübingen.
- Muthke T. (2002): Benefit Transfer: Eine Alternative zur Primären Umweltbewertung? – Eine empirische Untersuchung zur Prognosequalität nationaler und internationaler Nutzenwertübertragungen. Schriftenreihe der Forschungsgesellschaft für Agrarpolitik und Agrarsoziologie e. V. Bonn. Dissertation an der Rheinischen Friedrich Wilhelms Universität zu Bonn an der Fakultät Landwirtschaftlichen Fakultät.
- Neumann J. v. and Morgenstern A. (1947): Theory of Games and Economic Behavior. Princeton: Princeton University Press.
- OECD (2001): Multifunctionality – towards an analytical framework, OECD Publications, Paris.
- Olson M. (1965): The Logic of Collective Action. Harvard University Press. Cambridge
- Orme B. (1998): Sample Size Issues for Conjoint Analysis Studies. Sawtooth Software Research Papers Series.
- Osborne M. (1993): Candidate Positioning and Entry in a Political Competition. Games and Economic Behavior 5:133-151.
- Osgood C. E., G. J. Suci and P. H. Tannenbaum, The Measurement of Meaning, University of Illinois Press, Urbana.
- Owen G and Grofman B. (1996): Two-stage electoral competition in two-party contests: persistent divergence of party positions with and without expressive voting. Presented at Conf. Strategy and Politics, Center for the Study of Collective Choice, Univ. Maryland, College Park, MD, Apr. 12.
- Palma A. de, Myers G. M., and Papageorgiou Y. Y. (1994): Rational Choice Under an Imperfect Ability To Choose Source. The American Economic Review 84: 419-440.
- Pearce D.W. (1993): Economic Values and the Natural World. Earthscan, London.
- Petersen H.-G. und Müller K. (1999): Volkswirtschaftspolitik. Band III Volkswirtschaftslehre im Überblick. Vahlen Verlag. München.
- Plankl R., Weingarten P., Nieberg H., Zimmer Y., Isermeyer F., Krug J., Haxsen G. (2010): Quantifizierung „gesellschaftlich gewünschter, nicht marktgängiger Leistungen“ der Landwirtschaft, Arbeitsberichte aus der vTI-Agrarökonomie 01/2010, Braunschweig.
- Rabinowitz G. and Macdonald S. E. (1989): A Directional Theory of Issue Voting. American Political Science Review 83: 93–121.

- Randall A. and Stoll J. (1983): Existence values in a total valuation framework. In: *Managing Air Quality and SCEsnic Resources at National Parks and Wilderness Areas*. Row, R. D. and Chestnut, L. G. (eds.) Westview Press, Boulder Co.
- Randall A., Ives B. und Eastman C. (1974): Bidding Games for Valuation of Aesthetic Environmental Improvements. In: *Journal of Environmental Economics and Management* 1:132-149.
- Reiners, Wolfram (1996): Multiattributive Präferenzstrukturmodellierung durch die Conjoint-Analyse – Diskussion der Verfahrensmöglichkeiten und Optimierung von Paarvergleichsaufgaben bei der adaptiven Conjoint Analyse. Münster: LIT Verlag, (Psychologie 27).
- Riker W. H. (1962): *The Theory of Political Coalition*.
- Riker W. H. (1982): The Two-Party System and Duverger's Law: An Essay on the History of Political Science. *The American Political Science Review* 76(4):753-766.
- Riker W. H. and Ordeshock P. C. (1968): A Theory of the Calculus of Voting". *American Political Science Review* 62:25-42.
- Rolfe J. and Bennett J. (2009): The impact of offering two versus three alternatives in choice modelling experiments. *Ecological Economics* 68:1140-1148.
- Rommel K. (2000): Analyse umweltökonomischer Wohlfahrtseffekte von Großschutzgebieten. Die Wertschätzung für das Biosphärenreservat Schorfheide-Chorin. *Zeitschrift für Umweltpolitik und Umweltrecht* 2:273-290.
- Rose J. M., Hensher D. A., Caussade S., Ortúzar J. de D., Jou R.-C. (2009): Identifying differences in willingness to pay due to dimensionality in stated choice experiments: a cross country analysis. *Journal of Transport Geography* 17:21-29.
- Rosen S. (1974): Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. In: *Journal of Political Economy* 82(1):34-55.
- Samuelson P. A. (1954): The Pure Theory of Public Expenditure. *The Review of Economics and Statistics* 36(4):387-389.
- Sattler C. (2008): *Ökologische Bewertung und Akzeptanzanalyse pflanzenbaulicher Produktionsverfahren*, Berlin, Humboldt-Universität, Dissertation.
- Schmitz K. (2007): Die Bewertung der Multifunktionalität der Landschaft mit Discrete Choice Experimenten. Zentrum für Internationale Entwicklungs- und Umweltforschung der Justus Liebig Universität Gießen (Hrsg.). *Schriften zur Internationalen Entwicklungs- und Umweltforschung Band 20*. Peter Lang Verlag.

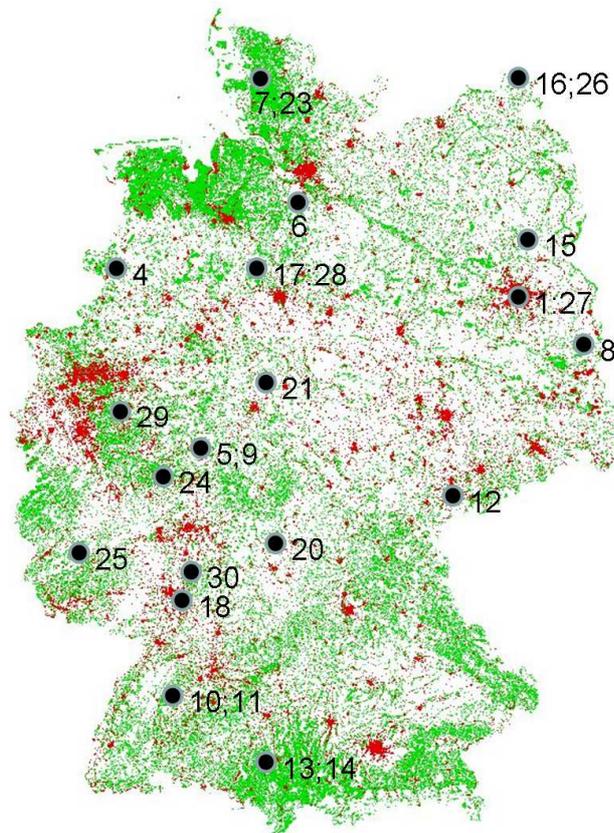
- Schmitz K., Schmitz M. und Wronka T. (2003): Bewertung von Landschaftsfunktionen mit Choice Experiments. *Agrarwirtschaft*, 52:379-398.
- Schwarze J. (2006): Grundlagen der Statistik II – Wahrscheinlichkeitsrechnung und induktive Statistik. Verlag Neue Wirtschafts-Briefe, Herne/Berlin, 8. Auflage
- Schweppe-Kraft B. (1998): Monetäre Bewertung von Biotopen. *Angewandte Landschaftsökologie*, 24.
- Schweppe-Kraft B., Habeck, K., Schmitz, T. (1989): Ökonomische Bewertung von Eingriffen in Natur und Landschaft. Am Beispiel Industriegebiet Schichauweg. *Landschaftsentwicklung und Umweltforschung* 60, Technische Universität Berlin.
- Shannon C.E. (1948): A mathematical theory of communication. *Bell System Technical Journal* 27:379-423, 623-656.
- Simon H. (1955): A Behavioral Model of Rational Choice. *The Quarterly Journal of Economics*, 69:99-118.
- Small K. and Rosen H. (1981): Applied welfare economics with discrete choice models. *Econometrica*, 49(1):105–130.
- STATA (2007a): STATA Base Reference Manual Volume 1 A-H Release 10. STATA Press Publication. Texas.
- STATA (2007b): STATA Base Reference Manual Volume 2 I-P Release 10. STATA Press Publication. Texas.
- STATA (2007c): STATA Base Reference Manual Volume 3 Q-Z Release 10. STATA Press Publication. Texas.
- Statistischer Bericht Land Brandenburg (2010): Sozialversicherungspflichtig Beschäftigte am Arbeitsort Land Brandenburg 30. September 2009. Statistischer Bericht: A VI 15 – vj 3 / 09 (Stand Juni 2010). Hrsg: Amt für Statistik Berlin-Brandenburg.
- Steiner M. (2007): Nachfrageorientierte Präferenzmessung – Bestimmung zielgruppenspezifischer Eigenschaftssets auf Basis von Kundenbedürfnissen. Deutscher Universitätsverlag, GWV Fachverlage GmbH, Wiesbaden 2007.
- Street D. J. and Burgess L. (2007): The Construction of Optimal Stated Choice Experiments - Theory and Methods, Wiley-Interscience A John Wiley & Sons, Inc., Publications.
- Swait J. (2007): Advanced Choice Models. In: Valuing Environmental Amenities Using Stated Choice Studies – A Common Sense Approach to Theory and Practice (Editor Kanninen B. J.). Chapter 9. S. 229-293. Springer.

- Swait J. and Adamowicz W. (2001): Choice Environment, Market Complexity, and Consumer Behavior: A Theoretical and Empirical Approach for Incorporating Decision Complexity into Models of Consumer Choice Organizational Behavior and Human Decision Processes. 86(2):141-167.
- Thurner P. W. (1998): Wählen als rationale Entscheidung - Die Modellierung von Politikreaktionen im Mehrparteiensystem . R. Oldenbourg Verlag. München
- Thurstone L. L. (1927): A law of comparative judgment. Psychological Review 34:273-286.
- Timmermans H., Heuden R., and Westerveld H. (1982): The identification of factors influencing destination choice: An application of the repertory grid methodology. Transportation 11:189-203.
- Tomz M. and Houweling R. P. van (2008): Candidate Positioning and Voter Choice. American Political Science Review 102:303-318.
- Train K. E. (2003): Discrete Choice Methods with Simulation, Cambridge University Press.
- Tullock G. (1959): Some Problems of Majority Voting. Journal of Political Economy 67:571-79.
- Tversky A. (1972): Elimination by Aspects - Theory of Choice. Psychological Review 79:281-299.
- UBA (Hrsg.) (2009): Repräsentativumfrage zum Umweltbewusstsein und Umweltverhalten im Jahr 2008 – Abschlussbericht – Umweltbewusstsein und Umweltverhalten der sozialen Milieus. Umweltbundesamt. Redaktion: Michael Wehrspau.
- Urban G. D. (1993): Logit-Analyse - Statistische Verfahren zur Analyse von Modellen mit qualitativen Response-Variablen. Fischer Verlag, Stuttgart.
- Vanslebrouck I. and Huylenbroeck G. (2005): Landscape Amenities: Economic Assessment of Agricultural Landscapes. Landscape Series, Vol. 2, Springer
- Varian H. R. (2006): Intermediate Microeconomics. A Modern Approach. Norton; Auflage: 7., International Student ed.
- Venkatachalam L. (2004): The contingent valuation method: a review. Environmental Impact Assessment Review 24:89-124.
- Von Auer L. (2007): Ökonometrie – Eine Einführung. Springer Lehrbuch. 4 Auflage

- Vowinkel K. (2005). Die Bedeutung von Mittelgebirgslandschaften für Erholung und Tourismus am Beispiel der Harzer Bergwiesen. *Göttinger Naturkundliche Schriften* 6:179.
- Watson W. D. and JAKSCH J. A. (1982): Air Pollution: Household Soiling and Consumer Welfare Losses. In: *Journal of Environmental Economics and Management* 9:248-262.
- Wiegand S. (1996): Bürger in und um Leipzig bewerten ihre Umwelt – Monetäre. Bewertung der Kulturlandschaft am Beispiel der Stadt Leipzig und des Kreises Leipziger Land. Leipzig.
- Williams H. (1971): On the formation of travel demand models and economic evaluation measures of user benefits. *Environment and Planning A* 9:285-344.
- Wied-Nebbeling S. und Schott H. (2007): *Grundlagen der Mikroökonomik*. 4. Auflage. Springer Berlin.
- Wronka T. (2004): *Ökonomische Umweltbewertung. Vergleichende Analyse und neuere Entwicklungen der kontingenten Bewertung am Beispiel der Artenvielfalt und Trinkwasserqualität*. Dissertation.
- Wüstemann H. (2007): *Multifunktionalität der Landwirtschaft und Non Commodity Outputs - Theoretische Betrachtungen und empirische Analyse*. Berichte der Agrarökonomie. Shaker Verlag, Aachen.
- Wüstemann H., Mann S. und Müller K. (Hrsg.) (2008): *Multifunktionalität - Von der Wohlfahrtsökonomie zur neuen Ufern*. oekom Verlag, München.
- Yan J., Barkmann J., Zschiegner A.-K. and Marggraf R. (2008): The SCEsptics'
- Zadeh L. A. (1965): Fuzzy Sets. *Information and Control* 8:338-353.
- Zander K. (2000): Die Zahlungsbereitschaft der Bevölkerung für den Erhalt des Streuobstbaus. In: *DGG und BDGL (Hrsg.) Tagungsband der 37. Gartenbauwissenschaftlichen Tagung vom 8. bis 10. März in Zürich*, S. 22.
- Zimmer Y. (1994): *Naturschutz und Landschaftspflege - Allokationsmechanismen, Präferenzanalyse, Entwicklungspotentiale*. Untersucht im Landkreis Emsland und im Werra-Meißner-Kreis.

Anhang

Abbildung 35: Übersicht zu direkten Nachfragebewertungen mit Grünlandbezug in Deutschland



(Eigene Darstellung, Nummern sind in Tabelle 23 erklärt)

Tabelle 23: Übersicht Fallstudien für Nachfragebewertungen mit Grünlandbezug in Deutschland

Nr.	Methode	Autor/en:	Jahr	Ort	Gegenstand & Maßnahme	Befragte	Euro
1	CVM	Schweppe-Kraft B.,Habeck.,Schmitz	1989	Berlin	Arten- und Biotopschutzprogramm	Studenten	7,27 € pro Monat
2	CVM	Hampicke U., Tampe K., Kiemstedt H., Horlitz T., Walters T., Timp D.	1991	Deutschland (alte Bundesländer)	Erhalt und Förderung Arten- und Biotopschutz	Haushalte	ca. 5-10 €/HH pro Monat
3	CVM	Holm-Müller K., Hansen H., Klockmann M., Luther P.	1991	Deutschland (alte Bundesländer)	Verbesserung: Luft, Gewässer, Ruhe, Erholungsgebiet, Trinkwasser, Artenschutz	Haushalte	8,23 €/HH pro Monat für Artenschutz; 34,41 €/ HH pro Monat (Erholung, Luft, Trinkwasser etc.)
4	CVM	Zimmer, Yeltow	1994	Emsland, Werra-Meißner-Kreis	Naturschutz und Landschaftspflege	a) Einheimische b) Touristen	a) 6,05-7,39 €/HH pro Monat b) 1,06-1,43 €/ Person und Tag
5	CVM	Corell, Greald	1994	Lahn-Dill-Bergland	Erhaltung der bäuerlichen/Kulturlandschaft	Haushalte	8,69-6,65 €/HH und Monat
6	CVM	Cordes, C.	1994	Lüneburger Heide	Landschaftspflege	a) Einheimische b) Touristen c)Mittel	a) 9,01 € /HH und Monat b) 16,27 €/HH und Monat c) 13,18 €/HH und Monat
7	CVM	Alvensleben, R. V. & Schleyerbach, K.	1994	Schleswig-Holstein	Biotopvernetzung und Ausweisung von 15 % der Landesfläche SH als Naturschutzgebiet	Haushalte	8,12 -12,78 €/HH und Monat
8	CVM	Wiegand	1996	Landkreis Weiswasser, Kreis Hoyerswerda	Kulturlandschaftsprogramm	Haushalte	16,9 - 23,5 €/HH und Jahr
9	CVM	Kämmerer, S.	1995	Lahn-Dill-Bergland	Bewirtschaftung von Brachen: a) 2/3 der Brache b) 1/3 de Brache c) gesamte Brache	Haushalte	a) 12,78 €/HH und Jahr b) 14,32 €/HH und Jahr c) 25,05 €/HH und Jahr
10	CVM	Jung, M.	1996	Kraichgau, Allgäu	Verbesserung der Umweltqualität: a) Trinkwasserqualität,	Haushalte	a) 53,6 €/Jahr b) 51,03€ /Jahr a1) 26,95

					b) Artenschutz, Erhaltung Landschaftsbild a1) Kraichgau a2) Allgäu		€/Jahr, a2)31,02€/Jahr
11	CVM	Kämmerer, S., Schmitz, M., Wiegand, S.	1996	Baden- Württemberg	Bewirtschaftung von Brachen : a) 2/3 der Brache b) 1/3 de Brache c) gesamte Brache	Haushalte	a) 33,23€/HH und Jahr b) 25,05 €/HH und Jahr c) 34,26 €/HH und Jahr
12	CVM	Degenhardt S., Hampicke U., Holm- Müller K., Jaedicke W. & Pfeiffer, C.	1998	Erlbach & Vogtland: 70 % (420 ha) Grünland	Extensive Weidenutzung, flächendeckende Grünlandbewirtschaft- ung durch Beweidung	a) Regional b) Touristen	a) 1,19 € / HH und Monat b) 0,78 € / Person und Übernachtung
13	CVM	Degenhardt S., Hampicke U., Holm- Müller K., Jaedicke W. & Pfeiffer, C.	1998	Wangen im Allgäu: 98 % Grünland	Extensivierung: Kleinteilige a) Landschaft und b) Großteilige Landschaft	Einheimische	a) 1,6 €/HH und Monat b) 2,62 € / HH und Monat
14	CVM	Degenhardt S., Hampicke U., Holm- Müller K., Jaedicke W. & Pfeiffer, C.	1998	Kißlegg im Allgäu	Extensive Gewässerrenaturierung (Wiedervernässung von Wirtschaftsgrünland)	Touristen	0,54 €/Person und Nacht
15	CVM	Rommel K.	1998	Schorfheide- Chorin	Erhalt und Entwicklung des Biosphärenreservates	a) Regional b) Touristen	a) 5,84 €/Person und Monat b) 1,54 € / Person und Besuch
16	CVM	Degenhardt S. und Gronemann S.	1998	a) Altmühltal b) Rügen	Erhaltung von Magerrasen durch Schafbeweidung, Schmetterlingsschutz	Touristen	Kurtaxe: a) 1,18 €/ Person und Nach b)0,46 € / Person und Nacht
17	CVM	Enneking, U.	1999	Steinhuder Meer	Lokales Naturschutzgebiet, Brut- und Rastgebiet Meerbruch / Feuchtgrünland	Besucher (60 % Touristen)	1,57 € / Person und Besuchertag
18	CVM	Zander K.	2000	a) Sangerhausen b) Main-Taunus- Kreis	Erhalt von Streuobstwiesen	Haushalte	a) 14,31 bzw. 16,87 €/Person und Jahr b) 19,9 bzw. 22,05 € /Person und Jahr
20	CVM	Bräuer I.	2002	hessisches Spessart	Biberwiedereinbürgeru ng und Auenschutz (Extensives Grünland)	Besucher	Naturtaxe: 0,75 € / Person und Tag
21	CVM	Fischer A.,	2003	Northeim	Heckenerhalt/Aufbau	Einheimische	a)35,64 €

		Hesplet S. K., Marggraf, R			a)Breite 3-4 m, min 25 Arten auf 25 m, min. 10 % dorntragende Sträucher auf 10 m, Krautsaum >3m b) Breite 4-6 m, min 8 Arten auf 25 m, min. 30 % dorntragende Sträucher auf 10 m von min 3 verschiedene Arten, Krautsaum>3		b) 58,23 €
22	CVM	Meyerhoff, Jürgen	2002	Flusseinzugs- gebiete Elbe, Weser und Rhein	Elbeauen	Einheimische	0,55-1,23 € / Monat
23	CVM	Küpker	2003	Schleswig- Holstein	Biodiversität-Wälder		
24	SCEs	Schmitz K., Schmitz M., Wronka T.	2003	Gemeinden Eibelshausen (Eschenburg) und Erda (Hohenahr), Gießen	Landschaftszenarien (Verwaltung, Vergößerung (Schläge)) a) Trinkwasserqualität b) Artenvielfalt c) Nahrungsmittel produktion d) Landschaftsbild	Einheimische	a)0;12,68 €;-; -42,80 €;-62,37 b)-39,86 €;- 13,48 €;6,31€;10,06 €;0 c)-7,53 €;-3,53 €;4,28 €;0 d)-42,83 €;3,89 €;11,23 €;0
25	CVM	Hubert, Job	2003	Moseltal	Kulturlandschaft: Weinterasse	Einheimische & Urlauber	100 € / Jahr
6	CVM	Karkow, K., Gronemann, S.	2003	Rügen	Naturschutz von Äckern, blütenreicher Acker	Touristen	44,5 € im Jahr für Naturschutzfon ds
27	CVM	Karkow, K., Gronemann, S.	2003	Berlin	Naturschutz von Äckern, blütenreicher Acker	Einheimische	19 € im Jahr für Naturschutzfon ds
28	SCEs	Liebe, U., Meyerhoff, J. & Preisendörfe	2006	Lüneburger Heide	biologische Vielfalt im Wald: a) Biotope für gefährdete und geschützte Arten, b) Artenvielfalt, c) Alterstruktur der Wälder, d) Landschaftliche Vielfalt		a) 9,3-12,83 € b)10,61-9,65 € c)7,78-6,07 € d)6,86-5,57€ Im Jahr
29	CVM	Henseleit, Meike	2006	Rhein-Sieg-Kreis und im Kreis Euskirchen	Erhalt ökologisch bedeutsamer Wiesen	Touristen & Einheimische	21,34 € / Jahr
30	SCEs	Borresch et al.	2009	Wetterau (Hessen) Freidberg und Rockenberg	Landschaftszenarien: Multifunctional SCEsnario, Grassland SCEsnario, High Price SCEsnario, Intensive SCEsnario: a) Pflanzen- biodiversität	Einheimische	a) 1,58 €, b)3,26 € c)4,24 € d1)Grünland dominiert 48,48 € d2)Multifunkti onales Land

					b) Tierbiodiversität c) Wasserqualität d) Landschaftsästhetik		87,68€ im Jahr
31	CVM	Meyerhoff, Hartje	2009/ 2010	Deutschland	Erhalt artenreiches Grünland	Haushalte	10 €/HH im Monat

Tabelle 24: Log-Gewichtungen im Multinomialen Logit-Modell (Clogit)

Attrib	Log-Stringierte	Log-Vollmodell	Differenz
a1	-17860.58	-17666.24	194.34
a2	-17693.97	-17666.24	27.73
a3	-17693.14	-17666.24	26.9
a4	-17666.32	-17666.24	0.08
a5	-17978.18	-17666.24	311.94
b1	-17876.01	-17666.24	209.77
b2	-17668.88	-17666.24	2.64
b3	-17695.84	-17666.24	29.6
b4	-17701.24	-17666.24	35
b5	-17839.98	-17666.24	173.74
la1	-17689.85	-17666.24	23.61
la2	-17688.96	-17666.24	22.72
la3	-17677.25	-17666.24	11.1
la4	-17676.03	-17666.24	9.79
la5	-17794.94	-17666.24	128.7
lu1	-17955.35	-17666.24	289.11
lu2	-17670.61	-17666.24	4.37
lu3	-17667.05	-17666.24	0.81
lu4	-17732.42	-17666.24	66.18
lu5	-17683.7	-17666.24	17.46
w1	-18259.14	-17666.24	592.9
w2	-17779.61	-17666.24	113.37
w3	-17718.11	-17666.24	51.87
w4	-17716.62	-17666.24	50.38
w5	-18201.59	-17666.24	535.35

(In Spalte eins sind die einzelnen jeweils im Schätzmodell zur Effektanalyse ausgelassenen Variablenbezeichnungen aufgeführt. In Spalte zwei befindet sich der Log-Likelihood-Wert, der sich ergibt, wenn diese Variable ausgelassen wird. Spalte drei enthält den Log-Likelihood-Wert des Vollmodells. In Spalte vier ist die Differenz zwischen dem reduzierten Log-Modell und dem Log-Vollmodell aufgeführt.)

Tabelle 25: Wertetabelle der Issue-Scale

Scale(exp(Z*y))	Issue Scale	Gamma y	Varianz
0.819542022	2.236.068	-0.089	0.779571886
0.77745506	2.828.427	-0.089	0.866259546
0.744398357	3.316.625	-0.089	0.944904268
0.725500645	3.605.551	-0.089	0.994770773
0.716765374	3.741.657	-0.089	1.019.165.205
0.700473181	4	-0.089	1.067.125.747
0.6928404	4.123.106	-0.089	1.090.767.564
0.678452276	4.358.899	-0.089	1.137.522.549
0.665079732	4.582.576	-0.089	1.183.726.025
0.658727006	4.690.416	-0.089	1.206.667.694
0.646612398	489.898	-0.089	1.252.306.307
0.640824917	5	-0.089	1.275.028.354
0.635202292	509.902	-0.089	129.770.061
0.629734807	5.196.152	-0.089	132.033.223
0.624413406	5.291.502	-0.089	13.429.325
0.619229938	5.385.165	-0.089	1.365.509.518
0.614177062	5.477.226	-0.089	1.388.070.223
0.609247992	5.567.764	-0.089	141.062.121
0.60443637	5.656.854	-0.089	1.433.169.128
0.595143003	5.830.952	-0.089	1.478.277.473
0.590651014	591.608	-0.089	1.500.848.013
0.586255956	6	-0.089	1.523.435.553
0.581953524	6.082.763	-0.089	1.546.044.599
0.569563996	6.324.555	-0.089	1.614.037.295
0.561701532	6.480.741	-0.089	1.659.538.783
0.557880403	6.557.438	-0.089	1.682.350.222
0.554128914	663.325	-0.089	1.705.206.578
0.550444682	6.708.204	-0.089	1.728.109.515
0.546825241	678.233	-0.089	175.106.197
0.539771876	6.928.203	-0.089	1.797.124.306
0.532952148	7.071.068	-0.089	184.341.106
0.529625215	7.141.428	-0.089	1.866.643.212
0.519955384	7.348.469	-0.089	1.936.718.332
0.513752556	7.483.315	-0.089	1.983.766.863
0.507731622	7.615.773	-0.089	2.031.094.813
0.485275821	8.124.039	-0.089	2.223.419.017
0.467472592	8.544.003	-0.089	2.395.997.251
0.462660908	8.660.254	-0.089	2.446.093.261

(In der ersten Spalte befinden sich die errechneten Skalenfaktoren (siehe Formel 6.12 Abschnitt 6.2.3), in der zweiten Spalte befinden sich die errechneten Werte der Issue-Scale in einer Rangreihung (siehe Formel 6.9 Abschnitt 6.2.3), in der dritten Spalte befindet sich der geschätzte Koeffizient für die Gleichung 6.1.1 Abschnitt 6.2.3, in der vierten Spalte befindet sich die berechnete Varianz (siehe Formel 6.15 bis 6.17 Abschnitt 4.1.2))

Tabelle 26: Ergebnisse des Mixed Logit Modells - Cholesky-Faktoren

L-Matrix				
.394771***				
.0564139	.4450502***			
.0319066	.0482231	.5095819***		
.0815116	.2092026***	.1200972	.0680485	
.1400864	.1142014	-.2886024***	.1835328	.3757768***

(*** P < 0.1)

Tabelle 27: WTA/WTP des Multinomialen Logit Modells (Clogit)

choice	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Interval]	
WasserWTP1	-2.413.683	0.6452232	-3.74	0	-3.678.298	-1.149.069
WasserWTP2	-0.5149366	0.5295213	-0.97	0.331	-1.552.779	0.522906
WasserWTP4	-1.804.676	0.542982	-3.32	0.001	-2.868.901	-0.7404509
WasserWTP5	-564.188	1.053.537	-5.36	0	-7.706.775	-3.576.985
BodenWTP1	-1.862.509	0.6609143	-2.82	0.005	-3.157.877	-0.5671411
BodenWTP3	0.5365141	0.572084	0.94	0.348	-0.5847499	1.657.778
BodenWTP4	-1.012.959	0.5959448	-1.7	0.089	-2.180.989	0.1550716
BodenWTP5	-2.458.219	0.72083	-3.41	0.001	-3.871.019	-1.045.418
Landschaft~1	-0.2914804	0.5591666	-0.52	0.602	-1.387.427	0.804466
Landschaft~2	-0.2211267	0.5212904	-0.42	0.671	-1.242.837	0.8005838
Landschaft~3	-0.0266885	0.5150074	-0.05	0.959	-1.036.084	0.9827074
Landschaft~5	-2.528.046	0.7370437	-3.43	0.001	-3.972.625	-1.083.467
ArtenWTP1	-1.494.762	0.6242378	-2.39	0.017	-2.718.246	-0.2712787
ArtenWTP2	0.0469438	0.4764696	0.1	0.922	-0.8869194	0.980807
ArtenWTP4	-0.6449419	0.5159727	-1.25	0.211	-165.623	0.3663461
ArtenWTP5	-4.208.034	0.9123006	-4.61	0	-5.996.111	-2.419.958
LuftWTP1	-0.8637792	0.587037	-1.47	0.141	-2.014.351	0.2867921
LuftWTP3	0.1854262	0.5137851	0.36	0.718	-0.821574	1.192.426
LuftWTP4	-0.6072592	0.577353	-1.05	0.293	-173.885	0.5243318
LuftWTP5	-0.4752627	0.7658693	-0.62	0.535	-1.976.339	1.025.814

Dokumentation Umfrage

Repertory-Interviews:

Die Repertory-Interviews fanden im Zeitraum vom 01.06.2008 bis 30.07.2008 statt. Ausgangspunkt für die Auswahl der Verbände – im Sinne einer Approximation der gesellschaftlichen Wahrnehmung indem, in ihren Interessen divergierende Verbände ausgesucht wurden – waren die vom Umweltministerium des Landes Brandenburgs offiziell eingetragenen Verbände. Diese waren auf der Website einsehbar. Davon sind 30 nach Relevanz zum Untersuchungsgegenstand „Umweltqualität“ bestehend aus den Attributen Wasser, Boden, Landschaft, Artenvielfalt und Luft vorausgewählt worden. Grundlage dafür waren die öffentlich zugänglichen Beschreibungen (Websites-Stand: 1.06.2008) ihrer umweltorientierten Interessen. Es musste eine Nähe zu einem oder mehreren der Umweltattribute vorhanden sein. Die ausgewählten Verbände sind daraufhin angerufen und hinsichtlich des Zwecks der Befragung angefragt worden. Insgesamt haben davon 13 Verbände zugesagt. Die folgende Tabelle zeigt die interviewten Verbände:

Tabelle 28: Teilnehmer der Repertory-Befragung

Interessendivergenz		
Wirtschaft	Nicht eindeutig zuzuordnen	Verbraucher
Bundesverband der deutschen Entsorgungswirtschaft e. V.	Landschaftpflegerverband Angermünde	BUND (Brandenburg)
Verband Bergbau, Geologie und Umwelt e. V.		Greenpeace (Berlin)
Deutscher Bauernverband		Deutsche Umwelthilfe
Waldbesitzer Verband (Brandenburg)		NABU (Brandenburg)
Fachverband Garten-, Landschafts- und Sportplatzbau Berlin/Brandenburg e.V. (FGL)		Grüne Liga (Brandenburg)
Industrie und Handelskammer Potsdam		Natur Freunde (Brandenburg)

Es sind jeweils sechs Verbände aus dem „pro Wirtschafts-Lobby-Block“ und sechs Verbände aus dem „pro Öko-Lobby-Block“ zusammen gekommen. Ein Verband ist keinem der Lobby-Blocks zuzuordnen. Diese Beobachtungen wurden im Anschluss, deshalb beiden zugeordnet Blocks (Wirtschaft und Verbraucher) zugezählt. Die Interviews sind für jedes Attribut in zwei Runden aufgeteilt. Zunächst wurden die positiven Beschreibungen pro Umweltattribut aufgenommen und dann die negativen. Die in den Interviews erhobenen Adjektive sind handschriftlich während des Interviews niedergeschrieben worden, wodurch das Nachfragen nach den negativen Adjektiven praktisch leichter umzusetzen war. Nicht in allen Interviews konnten exakt so viel negative Adjektive, wie zuvor positive genannt wurden, erfasst werden. Die Probanden konnten keine neuen Adjektive nennen. Adjektive für die kein Kontrastpol durch die Probanden genannt wurde sind nicht in die Auswertung mit aufgenommen, wodurch sich gleichviel positive wie negative Adjektive in Abhängigkeit des Umweltattributs ergaben. Die Kontrastpaare variieren jedoch in ihrer Anzahl, wenn die Umweltattribute verglichen werden. Für Landschaft sind die meisten Adjektive genannt, gefolgt von Luft und Boden. Für Wasser sind insgesamt die wenigsten genannt worden.

Pretests (Choice Sets mit Repertory Design):

Im Anschluss an die Konstruktion der hypothetischen Märkte aus den Repertory-Interviews für wählbare Umweltalternativen sind diese bzgl. ihres Verständnisses getestet worden. Für die Online-Befragung sind Studenten (20) und Mitarbeiter (10) des Forschungsinstituts an dem die Arbeit entstanden ist,¹⁵⁹ herangezogen worden, die unmittelbar nach der Befragung aufgefordert wurden ihre Eindrücke zu offenbaren. Grundsätzlich ist dabei die Darstellung der Umweltzustände auf den Ordinalskalen als positiv erachtet worden. Die Beschreibung der Umweltattribute mit den Adjektiven aus den Repertory-Interviews ist zudem als zugänglich und verständlich aufgenommen worden. Schwierigkeiten gab es hingegen bei der Vielzahl, der sich wiederholenden Fragen (Choice Sets). Insgesamt waren jeweils 11 Choice Sets zu bewerten. Die Anzahl an Wiederholungen musste jedoch bei behalten werden, da die Versuchsplanung sonst eine abnehmende Effizienz aufweisen würde. Für die direkte Befragung mit identischen

¹⁵⁹ Leibniz-Zentrum für Agrarlandschaftsforschung e. V. (ZALF)

Fragebögen sind ebenfalls (andere) Mitarbeiter des Forschungsinstituts (10) herangezogen worden. Hier ergaben sich jedoch keine neuen Erkenntnisse.

Online-Befragung:

Als Online-Plattform diente die kostenlose Website: www.onlineforschung.org (Stand: 30.03.2009). Mit Hilfe dieser Software und weiteren Programmen zur Grafikbearbeitung (z. B. Windows-Publisher) ist der folgende Fragebogen entstanden, der sich wie folgt gliedert:

a) Startseite mit einer Einführung und kurzen Erklärung zum Fragebogen:

Fragebogen

Seite 1

Herzlich Willkommen auf dieser Website und vielen Dank, dass Sie sich die Zeit nehmen mir bei meiner Untersuchung zu helfen.

Mein Name ist Christian Hübner (Diplom-Volkswirt), ich bin Doktorand am Leibniz-Zentrum für Agrarlandschaftsforschung e. V. (Müncheberg, Brandenburg).

Im Rahmen meiner Forschung beschäftige ich mich mit der Umwelt in Brandenburg und ihrer Wahrnehmung aus Sicht der Menschen. Hierzu möchte ich gerne Ihre individuelle Einstellung wissen.

Warum frage ich ausgerechnet Landtagsabgeordnete und deren Mitarbeiter dazu?

Ziel dieser Forschung ist es, ein möglichst breites Spektrum an Meinungen und Einstellungen zur Umwelt in Brandenburg zu erreichen. Auf Ebene der Landtagsabgeordneten und deren Mitarbeiter, sehe ich dieses Kriterium am besten erfüllt.

Muss man Umweltfachmann sein?

Nein. Die Betonung dieser Untersuchung liegt auf der individuellen Sichtweise unserer Umwelt, so dass keine Fachkenntnisse notwendig sind.

Die nachfolgenden Aufgaben werden ca. 10 Minuten in Anspruch nehmen. In der Ecke unten rechts finden Sie einen Weiter-Button, mit dem Sie durch die Untersuchung navigieren können.

Die Ergebnisse dieser Studie sollen wissenschaftlich dazu beitragen ein tieferes Verständnis für die Vielfalt von Umwelteinstellungen zu erlangen. Die hier erhobenen Daten werden deshalb ausschließlich für wissenschaftliche Zwecke verwendet und streng vertraulich behandelt. Für Rückfragen bin ich unter Tel: 033432 82 193 oder via Email unter christian.huebner@zalf.de zu erreichen. **Es gibt bei der Befragung nicht die Möglichkeit auf die vorherigen Seiten zurück zu klicken.**

Und nun wünsche ich Ihnen viel Spaß bei der Beantwortung der Fragen.

Christian Hübner, Leibniz-Zentrum für Agrarlandschaftsforschung (ZALF) e. V.,
Institut für Sozioökonomie

0% ausgefüllt

b) Einführende Fragen zur Position des Probanden im Bürgerbüro und zur Wahrnehmung der Umwelt:

Fragebogen

Seite 1

1. Frage

Bitte markieren Sie auf dem Auswahlnenue ihren aktuelle Tätigkeit:

- Mitglied des Brandenburgischen Landtages (MdL)
- Mitarbeiter/in beim MdL
- studentische/r Mitarbeiter/in beim MdL
- Praktikant/in beim MdL
- freier Mitarbeiter/in der MdL
- Sonstiges

2. Wie schätzen Sie Ihren Wahlkreis und Ihren aktuellen Wohnort ein, ehr städtisch oder ländlich?

Bitte markieren Sie auf der Skala die zutreffenden Stellen.

Ländlich Städtisch

○ ○ ○ ○ ○ Ihr aktueller Wohnort

○ ○ ○ ○ ○ Wahlkreis allgemein

3. Wie würden Sie Ihren Wohnort in Bezug auf seinen Umweltzustand einschätzen?

Bitte beschreiben Sie Ihren **aktuellen Wohnort** nach den entsprechenden Umweltattributen(Wasser, Boden etc.)innerhalb der entsprechenden Skalenausprägungen.

Wasser – sauber, trinkbar:	○	○	○	○	○	:belastet, schmutzig – Wasser
Boden – fruchtbar, humushaltig:	○	○	○	○	○	:unfruchtbar, tot – Boden
Landschaft – abwechslungsreich, vielfältig:	○	○	○	○	○	:monoton, langweilig – Landschaft
Artenvielfalt – vielfältig, natürlich:	○	○	○	○	○	:bedroht, monoton – Artenvielfalt
Luft – sauber, klar:	○	○	○	○	○	:dreckig, schmutzig – Luft

Christian Hübner, Leibniz-Zentrum für Agrarlandschaftsforschung (ZALF) e. V.,
Institut für Sozioökonomie

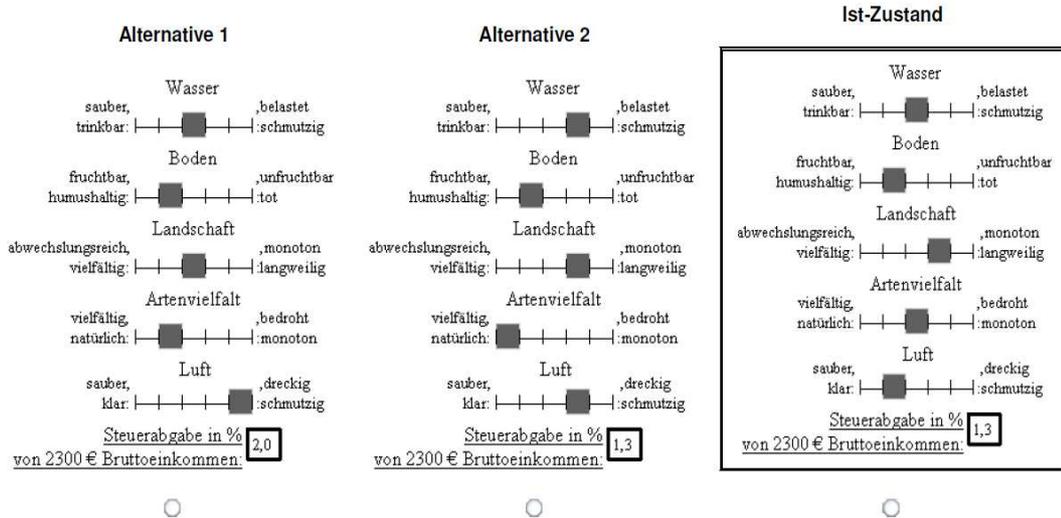
c) Das eigentliche SCE mit Auswahlmöglichkeiten (Alternativen) für die Probanden:

5. Frage

Bitte markieren Sie die Alternative, die Ihnen persönlich im Vergleich zu den anderen am ehesten zusagt.

Die Alternative „Ist-Zustand“ am rechten Bildschirmrand ändert sich im Verlauf der Befragung nicht. Sie stellt den aktuellen Zustand der Umwelt dar. Alle Alternativen sind mit Kosten verbunden, erkennbar an dem Preis (Prozent vom Bruttoeinkommen) am unteren Ende jeder Alternative. Nehmen Sie sich Zeit, und wägen Sie kritisch zwischen den verschiedenen Alternativen, dem Ist-Zustand und den damit verbundenen Kosten ab.

Die 2300 Euro spiegeln das durchschnittliche Bruttoeinkommen in Brandenburg wieder.



Weiter

Den Probanden wurde die obige Abbildung für 11 verschiedene hypothetische Märkte vorgelegt, wobei sich die Alternative 1 und 2 jeweils in ihren Ausprägungen gemäß der Versuchsplanung änderten. Die zweite und die elfte Alternative waren identisch. Das nachfolgende Makro-Skript (Abbildung 36) für die Statistiksoftware SAS repliziert die Versuchsplanung (Ausprägungen der Umweltattribute Wasser, Boden usw.), die zur Generierung der Umweltalternativen des SCE in dieser Arbeit verwendet wurde.

Abbildung 36: Makro-Skript für die Statistik-Software SAS zur Generierung der Versuchsplanung des SCE in dieser Arbeit

```

title 'Choice Sets';
%macro klammer;
bad =
  (x1 - x2 = 4)+
  (x2 - x1 = 4)+
  (x2 - x3 = 4)+
  (x3 - x2 = 4)+
  (x4 - x3 = 4)+
  (x3 - x4 = 4)+
  (x5 - x4 = 4)+
  (x4 - x5 = 4)+
  (x3 - x2 = 4)+
  (x4 - x3 = 4)+
  (x3 - x4 = 4)+
  (x5 - x4 = 4)+
  (x4 - x5 = 4)+
  (x6 - x5 = 4)+
  (x5 - x6 = 4)+
  (x6 - x1 = 4)+
  (x1 - x6 = 4)+
  (x6 - x2 = 4)+
  (x2 - x6 = 4)+
  (x6 - x3 = 4)+
  (x3 - x6 = 4)+
  (x6 - x4 = 4)+
  (x4 - x6 = 4)+
  (x5 - x1 = 4)+
  (x1 - x5 = 4)+
  (x5 - x2 = 4)+
  (x2 - x5 = 4)+
  (x5 - x3 = 4)+
  (x3 - x5 = 4)+
  (x5 - x1 = 4)+
  (x4 - x1 = 4)+
  (x1 - x4 = 4)+
  (x4 - x2 = 4)+
  (x2 - x4 = 4)+
  (x3 - x1 = 4)+
  (x1 - x3 = 4)+
(x1=x2)+(x2=x3)+(x3=x4)+(x4=x5)+(x5=x6)+
(x1<3 & x2<2 & x3<4 & x4<3 & x5<2 & x6<3);

%mend;
%mktex(5*6,n= 50, seed=17, restrictions=klammer);
data advise(drop=i);
set design end=eof;
retain f1-f2 1 f3 0;
output;
if eof then do;
array x[9]x1-x6 f1-f3;
do i=1 to 6; x[i]=2;end;
x[1]=3;
x[2]=2;
x[3]=4;
x[4]=3;
x[5]=2;
x[6]=3;
x[9]=1;
output;
end;
run;
proc print data=advise;run;
%choiceff(data=advise, model=class(x1-x6),nsets=50,maxiter=20,
seed=121, flags=f1-f3, beta=zero, options=nodups);
proc print; by set; id set; run;
%mktblock(nblocks=5, seed=121, nalts = 3, factors=x1-x6 , maxiter=20)

```

(Grundlage zur Entwicklung dieses Skriptes bildeten die Ausführungen in Kuhfeld (2009) und Johnson et al. (2007).) Das Kürzel x1 steht für die Variable Wasser, x2 für Boden, x3 für Landschaft, x4 für Artenvielfalt und x5 steht für das Umweltattribut Luft.

d) Schlussseite mit ergänzenden Fragen:

Fragebogen

Seite 1

Danke, dass Sie sich die Zeit genommen haben, mir bei meiner Umfrage zu helfen. Anbei bitte ich Sie noch die nachfolgenden Fragen auf dieser Seite zu beantworten bevor Sie die Seite schliessen.

25. Altersangabe

- <20
- 21-30
- 31-40
- 41-50
- >51

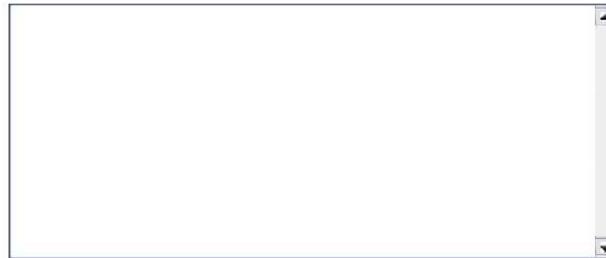
26. Bitte geben Sie hier Ihr Geschlecht an.

- Weiblich
- Männlich

27. Bitte geben Sie hier zusätzliche Bemerkungen zum Fragebogen an.

Wenn Sie über die Ergebnisse dieser Befragung informiert werden möchten, können Sie hier auch Ihre Emailadresse angeben.

Bemerkungen:



Christian Hübner, Leibniz-Zentrum für Agrarlandschaftsforschung (ZALF) e. V.,
Institut für Sozioökonomie

94% ausgefüllt

Direkte Befragung:

Die direkte Befragung erfolgte über Fragebögen auf denen die identischen hypothetischen Umweltmärkte abgebildet waren, wie in der Online-Befragung. Den Probanden wurde dazu der Fragebogen mit den hypothetischen Märkten vorgezeigt. Sie wurden dann aufgefordert eine Umweltalternative zu nennen, die ihnen im Vergleich zu den anderen am besten gefällt. Lediglich die Eingangsfragen und die abschließenden Fragen weisen Unterschiede im Vergleich zur Online-Erhebung auf, wie die nachfolgenden Abbildungen mit dem Fragebogen für die direkte Befragung zeigen.

Fragebögen direkte Befragung:

a) Eingangsfragen:

1. Kommen Sie aus Brandenburg? Wenn ja von wo?
2. Welcher Tätigkeit (Job) gehen sie gegenwärtig nach?
3. Haben Sie bei der letzten Landtagswahl gewählt?

Bitte markieren Sie auf der Skala die zutreffenden Stellen.

Ländlich Städtisch

Ihr aktueller Wohnort

3. Wie würden Sie Ihren Wohnort in Bezug auf seinen Umweltzustand einschätzen?

Bitte beschreiben Sie Ihren aktuellen Wohnort nach den entsprechenden Umweltattributen (Wasser, Boden etc.) innerhalb der entsprechenden Skalenausprägungen.

Wasser – sauber, trinkbar:	<input type="radio"/>	belastet, schmutzig – Wasser				
Boden – fruchtbar, humushaltig:	<input type="radio"/>	unfruchtbar, tot – Boden				
Landschaft – abwechslungsreich, vielfältig:	<input type="radio"/>	monoton, langweilig – Landschaft				
Artenvielfalt – vielfältig, natürlich:	<input type="radio"/>	bedroht, monoton – Artenvielfalt				
Luft – sauber, klar:	<input type="radio"/>	dreckig, schmutzig – Luft				

[Weiter](#)

Christian Hübner, Leibniz-Zentrum für Agrarlandschaftsforschung (ZALF) e. V.,
Institut für Sozioökonomie

5% ausgelöst

Die Eingangsfragen sind vom Interviewer selbst eingetragen worden. Anschließend wurde der Proband aufgefordert eine Einschätzung für seinen Wohnort bzgl. seiner Ländlichkeit und Stadtcharakteristik abzugeben. Danach wurde er aufgefordert seinen Wohnort bzgl. der Umweltcharakteristika zu beschreiben.

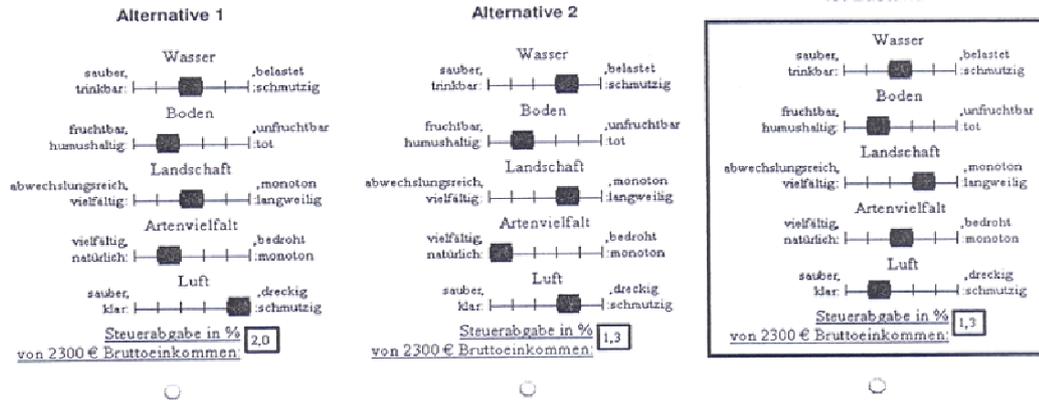
b) Das eigentliche SCE mit Auswahlmöglichkeiten (Alternativen) für die Probanden:

14. Frage

Bitte markieren Sie die Alternative, die Ihnen persönlich im Vergleich zu den anderen am ehesten zusagt.

Die Alternative „Ist-Zustand“ am rechten Bildschirmrand ändert sich im Verlauf der Befragung nicht. Sie stellt den aktuellen Zustand der Umwelt dar. Alle Alternativen sind mit Kosten verbunden, erkennbar an dem Preis (Prozent vom Bruttoeinkommen) am unteren Ende jeder Alternative. Nehmen Sie sich Zeit, und wägen Sie kritisch zwischen den verschiedenen Alternativen, dem Ist-Zustand und den damit verbundenen Kosten ab.

Die 2300 Euro spiegeln das durchschnittliche Bruttoeinkommen in Brandenburg wieder.



Weiter

Der hypothetische Markt entspricht exakt dem aus der Online-Erhebung. Die Interviewer waren angehalten bei Fragen auf den beschreibenden Text zu verweisen.

c) Abschließende Fragen:

Allgemeine Fragen:

1. Alter?
2. Geschlecht?
M W
3. Welche Partei haben Sie bei der letzten Landtagswahl (2004) gewählt?
CDU SPD FDP Links DVU Grüne Sonstige: _____
Wen werden Sie dieses Jahr wählen?
CDU SPD FDP Links DVU Grüne Sonstige: _____
4. Politisch Aktiv?
5. Bemerkungen:

Die allgemeinen abschließenden Fragen beinhalten zusätzlich zu der Frage nach dem Alter und dem Geschlecht Fragen zu politischer Aktivität. Diese sind schon in einem sehr frühen Stadium nicht weiter gestellt worden, da die Probanden diese nicht beantworteten bzw. als Anlass für Provokationen nahmen.

Tabelle 29: Übersicht zur Herkunft und Häufigkeit der Probanden aus den Online- und direkten Befragungen

Herkunft	Klasse a)	Klasse b)	Klasse c)	Online	Direkt	Gesamt
Angermünde	0	1	0	1	0	1
Bad Freienwalde	0	1	0	1	0	1
Bad Liebenwerda	0	1	0	0		1
Beeskow	1	0	0	1	0	1
Belzig	5	0	0	0	5	5
Bernau	0	8	0	0	8	8
Biesenthal	5	0	0	0	5	5
Brandenburg	0	0	2	2	0	2
Cottbus	0	0	4	1	3	4
Eberswalde	0	0	8	1	7	8
Eisenhüttenstadt	0	6	0	1	5	6
Falkensee	0	1	0	1	0	1
Finstervalde	0	8	0	2	6	8
Frankfurt (Oder)	0	0	6	1	5	6
Fürstenberg	6	0	0	0	6	6
Großräschen	5	0	0	0	5	5
Guben	0	2	0	2	0	2
Henningsdorf	0	5	0	0	5	5
Herzberg	1	0	0	1	0	1
Jüterburg	0	1	0	1	0	1
Luckenwalde	0	1	0	1	0	1
Ludwigsfelde	0	8	0	1	7	8
Lübben	0	3	0	1	2	3
Lübbenau	0	2	0	0	2	2
Müncheberg	7	0	0	2	5	7
Neuenhagen	1	0	0	1	0	1
Oranienburg	0	0	1	1	0	1
Potsdam	0	0	8	2	6	8
Premnitz	7	0	0	0	7	7
Prenzlau	0	9	0	0	9	9
Senftenberg	0	3	0	2	1	3
Strausberg	0	7	0	0	7	7
Teltow	0	1	0	1	1	1
Trebbin	6	0	0	0	6	6
Werder	0	6	0	0	6	6
Wriezen	1	0	0	0	1	1
Gesamt	45	74	29	28	120	148
In Prozent	30	50	20	19	81	100

Nach der Erhebung sind beide Datensätze (Online und Direkte Befragung) zusammengefasst worden. In Tabelle 29 sind sämtliche Orte und die Anzahl der entsprechenden Probanden aufgeführt.